臺灣省農業試驗所

農報

第二卷 第一期

臺灣省農業試驗所農報編輯委員會編印

每月一日出版

本刊在申請登記中

發行人 湯文通

中華民國卅七年一月一日

所址：臺北羅斯福路

本期零售臺幣壹百五拾元

本期要目

論著

臺灣之農業改頁……湯文通
機差自由度估計法……汪厥明
水稻田施用石灰之初步研究……陳振鐸 張仲民
甘蔗田間試驗區之排列問題……孫逢吉
臺灣膠蟲一年之飼育經過……鄭鳳瀛
水稻之光合作用與產量關係初步研究……徐 振

通訊

農業技術講習班月底結業……編輯室
臺中縣土壤圖卽將出版……編輯室
臺東支所開拓荒地公耕……編輯室
臺中支所育成水稻良種……編輯室

本所出版刊物介紹

1. 專　　刊

第一號　中國沫蟬科昆虫之覈訂……………………………………………馬　駿　超

第二號　普通浮秤法土壤機械分析之研究…………………………陳振鐸　華　孟

第三號　印度型及日本型稻在磷酸鈉中發芽現象之差異……………湯文通　黃正華

第四號　栲樹皮單寧精之亞硫酸化對其鞣性化學影響之研究…………先　本　勇　吉

第五號　糙米浸出液對甲烷青液所呈褪色反應之地域及品種間差異…湯文通　黃正華

第六號　臺中之土壤……………………………………………………茄皆耀　華　孟

2. 彙　　報

第一號　稻作相關性狀之研究及其應用………………………………磯　永　吉

第二號　中國及日本異尾虫科昆虫之記述……………………………馬　駿　超

第三號　(1)三十年來無肥料栽培水稻試驗成績之檢討………………陳振鐸　林家棻

(2)同種肥料連用對于水稻產量及土壤理化性之影響…張守敬　林家棻　步㳫昇

第四號　水稻品種之區域適應性……………………………………磯　永　吉

第五號　抗稻熱病稻種光復一號之預報…………………………楊　守　仁

第六號　(1)中華蜜蜂體形色澤之變異……………………………馬駿超　邵錦緞

(2)數種廣腰蜂類之翅脈變異與演化…………………………馬駿駿　邵錦緞

臺灣省農業試驗所徵求圖書刊物啓事

本所係臺灣省農業試驗之唯一機構，刻因徵求各種參考資料，敬希，國內外各機關，團體，出版社，以及其他農業機構，如有新出圖書雜誌，請允惠贈一份，以便陳列館內，藉供衆覽，倘須備價訂購，或願與本所之出版物交換者，亦所歡迎。　　此啓。

書件請寄：

臺灣省臺北市羅斯福路本所圖書館

論　著

臺灣之農業改良

湯　文　通

一、緒　言

農業受自然條件之支配，極爲顯著，如地形，地質，氣溫，日照，濕度，雨量分布等均爲影響農業生產之重要因素。本省位於溫帶與熱帶之間，一般言之，屬於亞熱帶氣候，地勢多山，高峻之中央山脈縱貫南北，西部平原與邱陵地帶，爲本省農業集中，經濟發達之區；東部爲急傾斜地，僅有狹小之平地，生產較爲落後。由於氣溫，日照，雨量等之適宜條件，農作物栽培季節之自然限制比較緩和，耕作物種類之選擇亦較爲自由，故耕地利用率一般甚高。西部沿海岸有一年三熟，二年五熟者，如水田裏作，甘蔗間作，嘉南大圳區域之三年輪作等方式，以人爲之努力與科學技術相配合，形成集約經營之規模，此不能不歸功於農業試驗研究機關之經常努力，不斷改良，促使農作物增產，品質進步，設施改善，而其成績爲農家所樂於接受，造成已往之業績。

本省之可耕地利用率，估計已達四五・一五%，在世界各國中，僅次於丹麥，印度，意大利，英國，遠在國內一般省份之上。一九三九年以後，據統計所示，已入於飽和狀態，平面的耕地擴張顯然已受限制，故今後謀農業之發展，唯有就改良設施着手。如水利設施之改良，使若干旱田因灌溉之改善而變成水田，開拓山岳地帶，實行深耕，品種之繼續改良，增加肥料之供應及腐植質之施用，各種輪作，間作，裏作制度之技術的調整，而達立體的耕地擴張之目的爲依歸。

玆就臺灣之農業改良，總覽其過去情形及將來趨勢，略加論列於次，藉供關心本省農業人士之參考。

二、品種改良

本省過去關於品種改良之研究，成就較多，其效果亦較爲顯著。有史以來，人類將野草野獸馴化爲現在作物家畜，此定律之不斷應用，演進而成今日動植物育種方面驚人之進步。臺灣品種改良方面之要成績略如下述。

甲、水　稻

1，初期引進品種　當蓬萊種在臺灣發祥時，日本稻之中村「佐賀萬作」「愛國」，及「伊豫仙石」分型之「嘉義晚二號」，「神力」分型之「臺中特二號」等，均爲初期之活躍品種。

2，紅鬚格仔育成　本品種乃由臺灣西部海岸栽培之「紅鬚」一耐鹽性赤米，不適於市場販賣一一與白米系「格仔」於一九一〇年試行交配，一九一六年固定選出，爲臺灣人工交配育種之嚆矢。

3，臺中65號之育成　本品種為日本稻「龜治」及「神力」之人工交配育成種，於一九二四年試行交配，一九二九年固定選出。本品種之育成，引致後來蓬萊種水稻栽培法之確立，此一品種至一九三四年時，全島種植面積達80%，且遠及於爪哇，琉球等地；且自此以後，臺灣稻之改良種乃陸續出現，優良品種續有成就，如臺中150號，臺中特2號，臺中特6號，臺農46號，臺農23號，臺農18號，臺農16號，高雄10號，高雄18號，嘉南2號，臺北8號，嘉義晚2號，等相繼問世。其父母本取材甚廣，有日本稻，義大利稻，美國稻，南方稻，在來稻，（本地種）等，均為臺灣米穀增產有力之支柱。最近嘉義農業試驗支所育成之「光復一號」稻種(K110)亦含有臺中65號之血統，對於抗稻熱病之性能較強，其生產力及適應性尚在繼續試驗中。

就四十年來統計資料觀察，水稻之栽培面積約增加76%，生產額約增加三倍，單位面積之生產量亦增加約50%，自一九二二年起，蓬萊稻之急劇推廣，使單位面積之生產量逐年增加，至一九三九年頃，總生產量比蓬萊種未普及時，增加達二倍左右，此為蓬萊種推廣之主要業蹟，而大部應歸功於品種之改良者也。茲將育成推廣各主要品種特性，列入第一表，以見一斑。

表(一)　臺灣主要水

品種名	育成經過	日照感應性	生育日數	分蘖數	1公頃早造糙米收量	1公頃晚造糙米收量
中村	日本引進	敏銳	115日	5.9	普通1762公斤 最高2313公斤	普通1987公斤 最高3532公斤
佐賀萬作	日本引進	敏銳	119日	10.7	2340公斤	2848公斤
愛國	日本引進	敏銳	111日	7.4	2686公斤	1656公斤
臺中特二號	自神力選出	敏銳	128日	12.8	3161公斤	2710公斤
臺中特六號	自有芒朝日選出	敏銳	120日	15.0	3161公斤	2710公斤
嘉義晚二號	自伊豫仙石選出	敏銳	125日	9.4	3232公斤	3888公斤
相川	日本引進	中等	126日	9.8	3232公斤	3888公斤
臺中65號	龜治×神力	中等(稍鈍)	124日	13.2	3687公斤	3149公斤
臺中150號	(臺中114號 / 臺中65號×NC4號)系統選出	比臺中65號敏銳	早造130 晚造71	早造 17.6 晚造 10.6	3658公斤	2947公斤
臺中糯46號	臺中35號×臺中65號	中等(稍鈍)	早造137 晚造82	早造 14.7 晚造 16.0	3027公斤	2719公斤
高雄10號	改良愛國×高雄6號	中等(稍敏)	早造133 晚造77	早造 15.8 晚造 13.8	3678公斤	2901公斤
高雄18號	高雄10號×臺中114號	中等(稍敏)	早造107 晚造76	早造 19.3 晚造 13.6	2816公斤	2800公斤
嘉南2號	183 / (鷟蛋朮×三井) ×臺中65號	中等(稍鈍)	136日	早造 19.4 晚造 14.9	3068公斤	3087公斤
臺北8號	臺北6號×臺北5號	中等(稍鈍)	早造133 晚造 76	早造 15.1 晚造 18.2	3065公斤	3287公斤
臺農23號	嘉義晚2號×臺中特一號	中等	138日	早造 15.3 晚造 12.5	3505公斤	2619公斤
臺農18號	盤田朝日×嘉義晚2號	中等	136日	9.7	3356公斤	3034公斤
臺農16號	夕張×嘉義晚2號	中等	136日	12.4	3349公斤	3174公斤

乙、甘　　藷

臺灣之食糧作物，次於米者，首推甘藷，除供食用外，並爲養猪飼料及醱酵工業之原料，需要日增，四十年來甘藷種植面積增加一倍以上，收穫量則超過三倍，單位面積生產量增加約83%，此項成績，除由於旱地利用之擴張以外，品種改良之成就爲多。

甘藷通常行無性繁殖，常有芽條變異發生，又可用人工雜交育成新品種。本省栽培品種頗多，據一九三七年調查達二百餘種，其中除臺農3號，臺農9號，臺農10號，臺農17號，及引進之白荷蘭外，其餘本地種均不甚佳良，澱粉含量低，自臺灣農業試驗所嘉義支所以人工交配方法，分離選擇而育成之臺農1號至45號相繼成功後，已爲農家所大量採用。其特點爲澱粉價高，豐產，生態强健。玆擇主要之十品種育成經過，及其優良性狀，概述如次：

1. 臺農3號　其親本爲粘×美國黃皮，係1922年雜交，1928年選出之品種。其製簽率高，早熟，生育時期約五個月，宜於短期間輪作，若干地方在糊仔蔗田內作間作栽培，在臺南高雄等地獲良好成績，如曾文郡安業青年團三年平均結果，每甲收穫甘藷五三八六三臺斤，簽二〇五六九臺斤，旗山郡南隆農場二年平均收量，每甲生藷八八八〇〇臺斤，簽二五五二四臺斤，嘉義郡（

稻品種表特性

食味	耐稻熱病性	早造苗代日數	晚造苗代日數	糙米千粒重	備考
普通	穗稻熱病抵抗力弱	35—40	15	25.78gm.	本品種苗代日數之長短影響收量之差異甚爲顯著
較中村優	穗稻熱病抵抗力稍强	35—40	15	25.18gm.	
普通	抗稻熱病性强	35—40	15	26.23gm.	
普通	抗葉稻熱病力弱 抗穗稻熱病力强	35—40	15	25.00gm.	
優	抗稻熱病力强	35—40	15	24.70gm.	
特優	抗稻熱病力强	35—40日內外	20日以內	27.00gm.	
普通	稻熱病抵抗力强	35—40	20日以內	28.35gm.	
普通	抗稻熱病力稍强	35—40	20日內外	24.25gm.	NC4係由日本稻×意大利稻育成
優	抗稻熱病力較臺中65號强	35—40	20日內外	23.35gm.	其他特性與臺中65號類同
稍劣	抗葉穗稻熱病力稍强	35—40	20日內外	25.50gm.	同上
普通	抗稻熱病力强	35—40	20日內外	23.50gm.	特性與臺中65號類同惟分蘗與着粒密度稍劣
優	稻熱病 菌核病抵抗力均强	40日內外	20日內外	22.90gm.	特性與高雄10號類同
普通	抗稻熱病力與臺中65號同	較臺中65號增	三至四日	24.75gm.	三井＝神力×愛國 183＝鷺蛋粒朮×三井
普通	抗稻熱病力强	40—45	20日內外	24.00gm.	特性與臺中65號相似
優	抗稻熱病力稍弱	35—40	20日內外	25.95gm.	
特優	抗稻熱病力稍强	35—40	20日內外	24.05gm.	
特優	抗稻熱病力稍强	35—40	20日內外	22.60gm.	

嘉義市）水上莊每甲收生藷至一〇三七六六臺斤，簽三〇四九九臺斤。

2，臺農9號　親本爲接芋 × Nancy Hall，係1922年雜交，1928年選出之品種。具有父本Nancy Hall之特性，蔓粗，葉肉厚，生育旺盛，能抵抗霜害，莖葉宜作牲畜飼料，每甲生藷收量四年平均結果爲四五八七四臺斤，澱粉價25.455%，在新竹臺中臺南等地栽培，均獲良好成績，苗栗郡頭屋莊每甲收量爲六四五八四臺斤，臺中州（即今臺中縣）農事試驗場1937年夏作，每甲生藷收量爲四五九一三臺斤，臺南州（即今臺南縣）農事試驗場同年於鹼土試驗地栽培，收量達六八七一一臺斤，五年平均收量爲五三一三六臺斤，東石郡灣內每甲收生藷至一一九三一六臺斤，

3，臺農10號　親本爲美國黃皮×紅皮，係1922年雜交1928年選出之品種。晚熟豐產，每甲生藷收量四年平均爲四六五三三臺斤，澱粉爲27.896%，各地栽培，成績均優。新竹州（即今新竹縣）農事試驗場九年平均收量，每甲生藷三八七九一臺斤，臺中州（臺中縣）農事試驗場1938年夏作，每甲收生藷四七九三四臺斤，冬作收六〇八四九臺斤，臺南州（即今臺南縣）農事試驗場1937年每甲收生藷四九九五二臺斤，東石郡朴子試驗地收量爲六〇三六八臺斤，鹼土試驗地收量爲五五一一五臺斤，高雄州（即今高雄縣）農事試驗場五年平均收量生藷四九七三三臺斤，旗山郡南隆農場二年平均收生藷六九五六三臺斤，新化郡上莊每甲收生藷至一四五五二七臺斤，爲本省最高記錄。

4，臺農16號　親本爲紅肉×與那國赤，係1924年雜交，1930年選出之品種。較臺農10號豐產稍早熟澱粉含量高，據四年平均統計每甲生藷收量爲四〇九〇一臺斤，澱粉價29.191%，栽培於植質壤土，均獲優良成績，臺中州（即今臺中縣）農事試驗場夏作栽培，每甲收生藷四六七二二臺斤，曾文郡安業青年團三年平均收量達五三八六三臺斤，臺南州（即今臺南縣）農事試驗場朴子試驗地四年平均爲四五三五四臺斤，南隆農場二年平均達七三一七八臺斤，在花蓮港一帶最爲普遍。

5，臺農17號　親本爲紅肉×餅藷，係1924年雜交，1930年選出之優良品種。晚熟，製簽率高，澱粉價亦高，四年平均每甲收量生藷三七四一二臺斤，製簽率爲36.44%，澱粉價29.535%，栽培於植質壤土之水田地，成績最佳，新竹州（即今新竹縣）農事試驗場八年平均成績，每甲收生藷三四九三三臺斤，臺中州農事試驗場夏作收量爲四八三〇一臺斤，曾文郡安業青年團三年平均成績爲七九七六八臺斤。

6，臺農19號　親本爲白荷蘭×美國黃皮，係1925年雜交，1931年選出之良種。中熟，有耐鹽特性，四年平均每甲生藷收量三八五一三臺斤，澱粉價爲28.529%，在本省中南部栽培，成績優良，臺中州農事試驗場夏作每甲收生藷四四二三二臺斤，製簽率爲35.5%，臺南州農事試驗場朴子試驗地四年平均成績每甲爲四五〇九八臺斤，鹼性土壤試驗地四年平均達五三〇〇五臺斤，曾文郡安業公學三年平均每甲達七〇〇四九臺斤，南隆農場二年平均收量至九六七七七臺斤。

7，臺農25號　親本爲美國黃皮×白荷蘭，係1926年雜交，1937年選出之品種。具豐產特性

，七年平均收量每甲生藷四三五六一臺斤，製簽率35.35%，在本省南部栽培成績良好，臺南州農事試驗場每甲收生藷五一二八九臺斤，製簽率34.1%，澱粉含量25.64%，生育日數約一六五日，新營農場每甲收生藷四二七八〇臺斤，南隆農場則達八四四一〇臺斤。

8，臺農26號 親本爲白荷蘭× Nancy Hall 係1927年雜交，1937年選出之良種。蔓匍匐，莖葉繁茂，早熟，宜於間作栽培，澱粉價高，六年平均每甲收生藷三八三六〇臺斤，製簽率38.12%，澱粉價28.529%，本品種具有上述之優良特性，與臺農3號同爲糊仔栽培有價值之品種，新竹州農事試驗場每甲收生藷四〇九二一臺斤，高雄州農事試驗場每甲收量爲四四〇五九臺斤，製簽率甚高，達42.7%。

9，臺農27號 親本爲美國黃皮×白荷蘭，係1927年雜交，1937年選出之品種。澱粉價高，中熟，六年平均每甲收生藷三九一六六臺斤，製簽86.60%，澱粉價28.568%，本省各地栽培，成績均佳，新竹州農事試驗場每甲收生藷四〇四八一臺斤，臺南州農事試驗場收量四〇八二〇臺斤，製簽率36.9%，虎尾農場每甲收生藷五二一四〇臺斤，生藷之澱粉含量24.02%，高雄州農事試驗場收量五七四五三臺斤，製簽率爲38.6%。

10，臺農31號 親本爲白荷蘭×元地，係1929年雜交，1937年選出之新品種。晚熟，與臺農10號均爲豐產品種，六年平均每甲收生藷四二三二七臺斤，製簽率33.55%，各地栽培均獲良好成績，尤以在臺南高雄種植，產量極高，新竹州農事試驗場每甲收生藷五七八一八臺斤，臺南州農事試驗場每甲收生藷四八八五九臺斤，製簽率32.7%，生長日數一六五日，澱粉含量23.48%，高雄州農事試驗場每甲收生藷至五三七三六斤，製簽率30.3%。

丙、甘　　蔗

臺灣糖產，最高年達一百四十萬頓，其地位僅次於米，對於本省經濟關係最爲切要。製糖原料之甘蔗，在本島栽培歷史悠久，惟日人佔領以後，銳意經營，始有長足之進步，一方改良品種，指導栽培技術，復以貸款獎勵農家種植，設立大規模之糖廠，從事大量生產，遂躍居輸出品之首位。

本省蔗作品種改良之經過，有如下述：

1，竹蔗時代 考諸史乘，當1661年鄭成功收復臺灣時，即由福建大量輸入竹蔗，爲本省最初栽培之品種。

2，玫瑰竹蔗時代 (Rose Bamboo) 係1896年自夏威夷輸入，同時引進者尚有 Laha ina 一種，統稱爲改良種，至1910年前後普及全島。

3，爪哇細莖種時代 自1910年以後玫瑰竹蔗以赤腐病萎縮病等之蔓延，產量低減，續遭暴風之襲擊，暴露其不能耐風之缺點，遂日趨衰落，適是時爪哇細莖改良種引種成功，漸代替其地位，其中如 Poj36，Poj105，Poj161，等新種引入本省後，試驗結果適合本省風土，即迅速繁殖推廣，至1925年而臻極盛。

4，爪哇大莖種時代 爪哇大莖種 Poj2714及 Poj2725 於1920年輸入本島，其時細莖種正苦

於黃條病之爲害，本種遂漸趨普遍而代替之，其後 Poj2878及 Poj2883相繼輸入，至1932年全島蔗種幾全部爲上述三品種所佔有。但栽培過久，漸至劣變，而其時經臺灣糖業試驗所以人工交配育成之實生品種，自 F_1 至 F_{130} 先後成功，漸次普及。就中 F 108於1934年育成，具早熟性，吸肥力强，單位產糖量增加，至1940年已凌駕 Poj2725之上，躍居首位。又 F 113爲耐風性蔗種，東西部沿海岸種植甚廣。玆將臺灣甘蔗優良新品種之特性及育成經過，列表於次：(第二表)

表(二) 甘蔗優良新品種育成經過及其特性表

育成年分	品種名稱	指定年份	品種來源	特性	備註
1927年	F108	1934年	Poj2725×F46	早熟多纖維多收	
1928	F111	1937	Poj2878×Pof1499	晚熟	
	F112	1938	Poj2875×EK28	晚熟良好	
	F113	1938	Poj2725×Fm3	早熟耐風性强	
	F130	1943	12B–297×Fm3	晚熟中莖分蘖多	
1929	F109	1935	Poj2878×Fm47	中熟分蘖多多收耐病性弱	
	F110	1937	Poj2878×Fm3	早中熟分蘖多中莖	
	F116	1940	Poj2878×EK28	中熟易倒伏形質良好	
	F121	1941	Poj2722×Poj2803	晚熟多收耐病性强	
	F122	1941	Badila×EK28	早熟高糖率耐風性强	
	F126	1942	Poj2725×Poj2878	早熟高糖率耐風性强	
	F127	1942	Poj2725×Poj2878	中熟中莖分蘖多耐風性强	
1930	F114	1939	Poj2878×Poj2753	中熟多收	
	F117	1940	Poj2804×Sw111	晚熟分蘖多	
	F123	1941	Poj2940×Poj2878	早熟大莖分蘖多	
	F128	1942	Poj2940×Poj2878	晚熟多收	
1932	F115	1939	Poj2725×F50	中熟耐風性强	
	F118	1940	Poj2878×F84	早熟分蘖多	
	k129	1942	Poj2875×F82	晚熟多收	
1933	F119	1940	F58×Poj2878	特早熟	
	F120	1940	Poj2946×Poj2878	晚熟	
	F124	1941	Poj2946×Poj2878	晚熟多收	
1936	F134	1944	Co290×Poj2878	早熟高糖率	
	F125	1941	90–11×Poj2878	中熟耐旱性强	90–11=Poj2725×高粱
1937	F131	1943	Sw499×F108	早熟中莖多收	
	F132	1943	Poj2725×F50	早熟中莖高糖率	
1938	F133	1943	Poj2725×Robastum	晚熟中莖多纖維	

再就 F 108與主要普及品種 Poj2725及 Poj2883之每甲蔗莖收量，列表比較於次，可知 F 108近年來能迅速普及，非偶然也。表(三)

表(三) 主要蔗種收量比較表

品種名 ＼ 收量(斤)、年份	1940—41	1941—42	1942—43	1943—44	1944—45	1945—46	六年平均	
							收量	百分比
F 108	92,897	123,168	122,970	111,384	75,190	47,447	95,509	100
Poj 2725	70,618	98,779	88,450	76,637	49,510	36,452	70,074	73
Poj 2883	97,210	114.421	114,100	91.049	67,750	35,098	86,605	91

丁、小麥

本省小麥耕作向極落後，其栽培面積在一九一〇年前後僅有六千餘甲，多半在中南部沿海之鹹性土壤，其後因土地改良，不能與米，甘蔗，甘藷等有利作物相競爭，故至一九二六年以後愈益衰落，栽培面積縮減至數百甲，惟自一九四〇年後，復起急劇增加，由於蓬萊種水稻之普及與小麥早生品種之成就，使水田冬季休閑期增長，作爲水田之第三期作，不再受其他作物之壓迫，若以後冬季裏作之栽培普遍，抗病新品種之育成，前途固極有希望。

本省小麥之改良種，係由日本引進。一九三二年以後，農業試驗所臺中支所曾致力於小麥品種改良工作，先後由日本及各地引進者計有四百餘種，經試驗，選擇，雜交育種，現有之優良品種如下：表(四)

表(四) 小麥優良品種育成經過及特性比較表

品種名稱	育成經過	平均產量(公斤/公頃)	適應區域	優點	劣點
埼玉27號	日本輸入	2,555	中部水田	豐產	易染銹病
昭和早生	日本昭和種選育	2,020 (1942)	全省	極早熟稈強出粉率高	產量較低
江島神力	江島×神力	2,800 (1943)	嘉南大圳冬季裏作區	抗銹病力强	成熟較遲
Florence	澳洲引入	2,240 (1943)	中南部	抗銹病粒白質佳出粉率高	成熟較遲
臺中小麥1號	埼玉27號×昭和早生	2,782 (1942.1943 1944.1945)	中南部	豐產	成熟較遲 不宜水田冬作
臺中小麥2號	埼玉27號×昭和早生	2,768 (1942.1943 1944.1945)	中南部	豐產	成熟較遲 不宜水田冬作
臺中小麥3號	Florence ×埼玉27號	2 482 (1943—45)	中部	早熟抗銹病	產量較低
臺中小麥6號	Florence ×埼玉27號	2,660 (1943—45)	中部	抗銹病	產量較低
臺中小麥12號	Florence ×昭和早生	2,336 (1943—45)	中部	抗銹病	產量較低
臺中小麥16號	Florence ×昭和早生	2536 (1943—45)	中部	抗銹病早熟	產量較低
臺中小麥17號	Florence ×埼玉27號	2,543 (1943—45)	中部	抗銹病	產量較低
臺中小麥18號	Florence ×埼玉27號	2,581 (1943—45)	中部	抗銹病	產量較低
臺中小麥23號	Florence ×埼玉27號	2,538 (1943—45)	中部	早熟抗銹病	產量較低
臺中小麥29號	埼玉27號×昭和早生	2,419 (1943—45)	中部	早熟抗銹病	產量較低
臺中小麥30號	埼玉27號×昭和早生	2,465 (1943—45)	中部	早熟抗銹病	產量較低
臺中小麥31號	昭和早生×埼玉27號	2,828 (1943—45)	中部	早熟豐產抗銹病	

上列品種，育成之歷史均甚短暫，故其特性尚未十分固定，今後於雜交育種時必須注意之點如次：(1)早熟 作爲水田後作，其生育日數不可超過一百十日。(2)產量豐。(3)莖稈剛强，因沿海地帶時有風災也。(4)須富於抗病力，尤以對於銹病之抗病力必須强勁。(一)麥粒品質良好，麩質含量多，製粉率大。

戊、茶

本省茶樹品種，在昔係由吾國本土引進，歷年生產情形較爲穩定。近年來品質改良，製茶業發達，已有長足之進展，其生產額僅次於甘蔗，爲重要輸出品之一。過去製茶，多爲烏龍茶及包種茶，近年來漸改製紅茶，其中阿薩姆品種製成之紅茶，可與印度及錫蘭產相匹敵，且爲開發中南部山岳地帶之重要作物。茶樹增殖與優良品種之採用，更適於科學化與企業化之經營，以促進本省茶業之發展。

茶樹品種改良之試驗研究，農業試驗所平鎭支所自一九二四年起至一九三九年止，先後育成新品種二十二種，經栽培試驗，以印度雜種第29號，青心系8號，青心×黃柑第3號，及青心×黃柑第2號，樹齡八年者，生葉產量最高，其中雜種29號製造紅茶爲最良，青心8號適於包種茶，青心×黃柑第3號雜種適於烏龍茶，青心×黃柑第2號雜種製包種及烏龍均屬良好。茲將育成新品種之特性列表以明之。(表五)

表(五) 茶作新品種育成經過及其特性比較表

育成品種	系統或親本	選出方法	選出年度	樹形	枝條	採摘期	生葉收量(公斤)
臺農第1號	青心烏龍	實生	1933	中	中	晚	4.437
臺農第2號	青心烏龍×黃柑	交配	1931	大	密	中	6.168
臺農第3號	青心烏龍×黃柑	交配	1931	中	稍密	中晚	4.814
臺農第5號	青心烏龍	實生	1934	大	甚密	中晚	2.065
臺農第6號	青心烏龍	實生	1931	中	密	中	5.529
臺農第7號	青心烏龍	實生	1931	中	密	中	4.431
臺農第8號	青心烏龍	實生	1931	大	密	中	7.420
臺農第10號	青心烏龍	實生	1931	中	中	中	4.002
臺農第11號	青心烏龍	實生	1936	中	密	中	3.636
臺農第12號	青心烏龍	實生	1933	中	中	晚	4.476
臺農第19號	黃柑	實生	1933	中	密	早	4.645
臺農第20號	漢口	實生	1933	大	粗	極早	4.371
臺農第21號	黃柑	實生	1936	中	中	中	—
臺農第22號	青心烏龍	實生	1933	中	密	晚	5.450
臺農第23號	黃柑	實生	1933	大	中	晚	4.371
臺農第24號	青心烏龍	實生	1934	中	密	中	—

臺農第25號	黃柑	實生	1936	大	密	晚	—
臺農第26號	青心烏龍	實生	1933	中	中	晚	4.038
臺農第27號	漢口	茶欉	1931	小	粗	晚	3.224
臺農第28號	漢口	茶欉	1933	中	稍粗	中	2.172
臺農第29號	阿薩姆	茶欉	1931	大	甚密	早	5.525
臺農第31號	蒔茶	茶欉	1934	稍小	中	晚	—

本省茶樹之栽培，原以新竹，臺北兩地爲主，惟近年來臺中魚池附近，所植之阿薩姆種爲製紅茶之佳品，該地有農業試驗所之支所，專事紅茶之栽培，育種，製造，等試驗研究。一九三六年以後定植之茶株，生育優良，現保有品系十四種，業經選拔之優良單株計七九六株。茲將現存各品系之特性，列舉如下表：(表六)

品系名稱	引進年數	來源	特性	附註
Jaipuri	21	印度阿薩姆	樹勢旺盛品質較優收量多	
Manipuri	21	印度阿薩姆	樹勢旺盛品質較優收量多	
Kyang	21	印度阿薩姆	樹勢旺盛品質較優收量多	
Indigenous	14	印度阿薩姆	樹勢旺盛葉型大收量多色鮮豔	
Shan	11	暹羅	品質香味較良有赤芽白毛多	
Darjeeling	5	喜馬拉雅山	外觀黑水色鮮明	中國及印度阿薩姆雜交種
緬甸種	7	緬甸	葉肉堅有赤芽品質較劣	
爪哇種	10	印度阿薩姆		阿薩姆純系
來社阿薩姆	21	印度阿薩姆		阿薩姆雜種
祁門種	10	安徽祁門	樹姿矮小樹冠大外觀優香味純	
湖南種	6	湖南省		
臺灣山茶		本省產	抗病性强香味特强	
他馬路汪山茶		本省產		
巴拉圭茶	11	巴拉圭	不能製茶種實細小葉型極小	

就各主要品種製茶品質，概評等級如下：

品種	形狀	色澤	水色	香氣	滋味	葉底
阿薩姆 J.	II	III	I	II	I	II
阿薩姆M.	IV	I	III	I	II	III
阿薩姆K.	III	II	II	III	II	IV
臺灣山茶	I	III	IV	III	III	I

至於人工雜交以育成新品種，須經長時期之試驗，目前此項工作正在進行中。

巳、麻

本省農產品輸出以米，糖爲大宗，包裝用麻袋需要極鉅，且以衣料之需求，故麻類作物益感重要。其中最主要者爲黃麻，次則亞麻洋麻，本地黃麻品種係由吾國本土輸入，有紀錄可考者，已逾二百三十年，新品種則自印度引進，洋麻由爪哇引進，亞麻由日本輸入，關於品種改良，則始於一九〇六年，農業試驗所向各地陸續徵集良種，引進洋麻，從事特性調查及分類，並舉行各項試驗研究。經純系育種，比較試驗結果，先後選得黃麻良種有桃園青皮，新豐青皮，Halemahera 5號等三青皮圓果種，臺中白胭脂，白露等二紅皮圓果種，Chinslugreen, Argentina 等二青皮長莢種。洋麻良種則有 Madras Red 及 Nadiad Red 等二紅皮種。戰後，自民國三十五年起，舉行黃麻雜交育種及有關技術之研究，現已得三組第一代種子及五組雜交種子。亞麻在本省栽培之歷史不久，一九二一年始由農業試驗所向日本北海道作初次引種試驗，確認有採取纖維之栽培價值，遂於一九三八年進行地方試驗，一九四三至一九四四年時，栽培最盛，奠立亞麻在本省中北部之水田多作基礎。在品種比較試驗中，採擇 Pevnau 及grelano二品種爲推廣之適種，在一百四十餘品種中，產量則以 Nancy, Pernau, Frace 三種爲最佳，無顯著差異。至於雜交育種工作，甫於上年開始，現已成功者有 F_1 十七組合，須繼續繁殖以備分離選擇之用。又亞麻採種，過去一般以爲溫度過高無法留種，以往均仰給於日本北海道，實爲亞麻栽培前途之最大缺憾，故農業試驗所正舉行採種之嘗試，期能在本省內尋求適當之栽培地點，及採取種子之播種適期，冀達自給自足之境地。苧麻在本省栽培，遠在三百年以前，但多限於山野瘠地，往往肥料缺乏，人力不足。乃致管理不週，歷年無顯著進步，栽培地以高雄，新竹，花蓮等地較多，經試驗繁殖之優良品種以阿緱白皮，嘉義白苧，及青心大有等三種爲佳，其種植適期，北部宜在九十月間，南部宜於十月以後至翌年二三月間，種植方法以吸枝法爲最佳，分株及扦插法次之。其收穫次數，年可三至五次，大抵北部少，南部多，山地少而平地多。此外，麻類作物中尙有苘麻，大麻，太陽麻等，於戰時引進，其能適合本省栽培與否，均尙在試驗研究中，無顯著成績。要之麻類作物本省之需要甚爲殷切，年來政府亦頗加獎勵，今後應於選擇品種及改良栽培技術二者多加注意。

三、技 術 改 良

作物栽培之最後目的，在以最少勞力及資本而獲得最大收益。欲達此目的，必須講求栽培技術，使其進步熟練，而改良栽培技術，亦當基於研究結果，惟栽培之技術，受各種自然條件之影響及限制至鉅，故其要點在以適當方法使作物生長能適應外在環境。

由臺灣農耕方法觀察，自有其特色。中部水田輪作方式，實爲世界鮮見之例，乃進步集約之表現，但如山麓地帶香蕉之栽培，不施肥料，乃爲掠奪農耕之情形。玆將臺灣特有亞熱帶農業形態之栽培技術，論列於次。

稻作栽培，最主要之成就，爲蓬萊稻耕作法之發現。蓬萊稻栽培初期具有下列劣點。(1)早熟。(2)出穗不齊。(3)植株低。(4)分蘗劣。(5)收量少。嗣經研究，確認縮短秧苗日數（第一期作秧期由六十日縮短至三十日，第二期作由三十日縮短至十七日左右）可得較多收穫，因而促進本島米產之進步，此爲研究幼苗所作之貢獻，亦爲發芽生理之實驗成績，新萌芽法普及使用

之良效，其後臺灣水稻收量統計基於生物測定學之研究，對於上述問題之解說愈覺有力。又臺灣中南部海岸之氣候特異性，應用水稻再生株使生產費用減低，一時頗爲流行。又如小株密株方法，亦可增加產量。凡此研究試驗之成績，均爲獲致今日稻米增產之要因。

此外關於甘蔗之栽培，有本省特有之中段床栽培法（糊仔甘蔗不起畦而掘溝苗床在溝與平面之間曰中段床法），此法對於臺灣甘蔗之生育期，土地，勞力及天氣最爲適宜，與甘蔗之生態合致，所謂生態之栽培法是也。其他各種作物均有其耕種標準方法，亦由於試驗研究所得普及於農村者，不難於今日臺灣農業之實際情況觀察得之。

玆將臺灣一般耕作制度之特點，說明於次：

1．糊仔栽培法　此乃以水田爲對象，水稻與其他作物間作之總稱。所謂「糊仔」原指水田內行早期插植藷苗之方法，爲臺南縣一部分「看天田」地方所慣行，於第二期作水稻收穫後，往往田面乾涸，無法種植，故於二期作水稻抽穗期前後，就稻株間佈置藷苗，宛若以泥土糊藷苗於田面，故有此稱。考其起源，始於臺中縣北斗區之溪圳地方，第二期作收穫前之農閑期，有牧牛童子竊食甘藷，將食殘根端，投入稻田，時適在落水時期，田面無積水，而殘暑之溫度猶高，甘藷隱藏於稻田中發芽滋長，水稻收穫時，甘藷葉隱藏於穗波之下，爲老農所見，傳聞於製糖廠及農事試驗場之技術人員，乃着意研究，再經試驗而奠定糊仔栽培法之耕作制度。發展至今，水田栽培甘藷乃有飛躍之進步，每甲平均收量由十五萬臺斤增至二十萬臺斤以上。且此種栽培法可實施於多種作物，水田以水稻爲主體，其他作物於其栽培後期，間作田中，遂形成臺灣中部高度集約之耕作法，一年可得四熟之利（水稻一瓜類及綠肥一水稻一甘藷小麥或亞麻）可謂天然條件及人爲努力最高之配合利用，於增產要求作用甚大，殊堪注意也。

2．水田輪作　臺灣水田輪作方式，亦表現集約耕作之一面。臺南縣之北部及臺中縣全部最爲發達，此卽水田兩期稻作另配合裏作之輪作制度。促成其發展之原因如下：(1) 因水稻蓬萊種之普及暨早生品種之育成，第一期作與第二期作間有一個月之夏季休閑；第二期作與第一期作間有四個月之冬季休閑，尤以冬季休閑期，水田乾燥，且由於氣溫及其他條件，可能栽培之作物種類頗多，故其利用價值亦大，(2) 上述地區水利設施優良，冬季雖値乾燥期，灌漑仍不致發生困難。(3) 此等地區農業發達，農家多集約經營，投資多，施用肥料多，遂產生此種制度。除却人爲條件外，以各種作物之適應性爲主，可能作冬季裏作之作物品類如次：

作物名稱	種植時期	收穫時期	生育日數	優良品種
甘藷	九月下旬或十月上旬	二月下旬或三月下旬	四至五個月	靑藤仔，臺農10號等
小麥	十月下旬	二月下旬	四個月	臺中小麥2號3號17號31號埼玉27號等
菸草	十月上旬(定植)	二月上旬至三月上旬	四至五個月	美國黃色種等
綠肥	十月上旬	二月上旬	四個月	靑皮豆，番子豆，大菜
玉蜀黍	十月下旬	二月下旬	四個月	在來種，白玉米
蔬菜	十月上旬至十月下旬	一月下旬至三月中旬	二個月至五個月	各種
亞麻	十一月上旬	二月下旬至三月中旬	四個月	
蕎麥	十一月上旬	一月下旬至二月上旬	三個月至四個月	高砂種
藺草	十月下旬(定植)	三月中旬	四個月至五個月	伊勢黑，在來種
馬鈴薯	十一月上旬	二月下旬	四個月	男爵，赤丸等

至於一期作與二期作間之夏季休閑期，爲時僅一個月，氣溫高，又當豪雨時期，作物種類及適應地區頗受限制，比較尙能栽培之作物如次：

作物名稱	種植時期	收穫期	生育期間	單位收穫量（10公畝）
越瓜	六月上旬或中旬	七月下旬	二個月	1200——2400公斤
綠肥	五月下旬或六月上旬	七月中旬或八月上旬	二個月	6000——10000公斤

以上糊仔栽培及水田裏作栽培，爲臺灣耕地利用之主要方式，仍以水田生產佔極大部份。一九一九年頃，綠肥蔬菜之間作利用面積約佔18%，其餘全部爲休閑田，至一九四一年時，栽培上述裏作物之利用面積已在80%以上，進展甚速，可謂爲臺灣亞熱帶立體農業之特色。

3．甘蔗間作栽培　甘蔗在臺灣各種作物中，生育期最長，故間作物對於蔗作影響甚小，蔗園間作可以增加收益。南部間作，多番茄花生甘藷，中部爲亞麻甘藷蔬菜等。冬季甘蔗生長緩慢，故可利用較長之時間種植間作物，玆將蔗園間作一般情形擧例於次：

(1)　糊仔甘蔗（1940年9月25日定植，翌年12月1日收穫）

間作作物	小麥（埼玉27號）	小麥（昭和早生）	番茄	甘藍（三池中生）	甘藷（十月上旬糊仔）	綠肥	亞麻
處理或種類	普通施肥	普通施肥	45cm.未整枝	60cm.一條植	三月下旬收	青皮豈	Pernau一號
	加倍施肥	加倍施肥	75cm.整枝	60cm.二條植	四月下旬收	番仔豈	
蔗作減收率	−15.6	−5.1	−25.0	−11.2	−8.8	−0.6	
	+3.0	+0.1	−22.9	−22.6	−13.2	+5.1	+5.5

(2)　整地植甘蔗（1940年12月1日定植，1941年12月1日收穫）

間作作物	小麥（昭和早生）	甘藍（三池中生）	甘藷（11月下旬整地植）	綠肥	亞麻
處理或種類	一條播	60cm.一條植	4月下旬收	青皮豈	Pernau一號
	普通肥區	60cm.二條植	5月下旬收	番仔豈	
蔗作減收率	−201	−21.4	−9.4	−4.8	−0.5
		−23.1	−19.7	−5.3	

據上列二表，可概見蔗田間作對於蔗作收量之影響，與間作物生長時間種植密度，成正相關。

4．水利配合耕作物之事例　嘉南大圳灌溉區域，爲臺灣農業改良成功之沃野，惟因水量不敷全部灌溉區域需要，乃有特殊輪作制度，以甘蔗水稻爲主體，每三年種植水稻一次，以其他作物參加輪作，使地力仍得充分利用，不失爲適應環境，農業技術上進步之一端。惟現時輪作作物之種類仍嫌太少，將來如試驗成功，則大豆，玉蜀黍，高粱等旱地作物可加入輪栽。

綜上論述，爲臺灣農業栽培技術上之特色，栽培技術與品種改良，相輔而行，不斷進步，增產效能方可發揮盡致。

四、其他改良設施

(一)農業氣象　氣候爲支配農作物豐歉之重要因素，本省過去頗爲注意，展開種種研究，有須經常進行者，亦有已獲得結果者。1.氣象觀察：一般氣象之觀察，由氣象局經常辦理，自一八九六年起，即有正確紀錄，常與農業試驗機關取得聯絡，以農業研究之立場，爲整理分析之中心，初步完成臺中地方氣象之研究，因此確立臺灣中部裏作栽培之基礎，即根據此地域內之氣溫，日照時數，降雨日數，雨量，風速，暴風等因素，歷半世紀之統計知裏作作物必須早植，更進而研究裏作物之生育特性，期適合氣候條件之影響。又氣象對於水稻收穫豐歉之相關性，研究結果可使先期獲得水稻豐歉預測之概念，積以經驗，頗能得其近似值。2.水稻豐歉預測：自一九三〇年起，各地農業試驗場所一致實施，統一試驗資料，各季節將測算結果彙合統計，使預測結果，得以互相考照，增加其正確性。3.季節風研究：水稻在新竹一帶，甘蔗在臺中，臺南沿海岸栽培者，與風力關係甚大，本省西部沿海岸地帶所以能成今日之沃野，過去農業研究工作者，殫心竭力，由實地調查地形及季節風之關係，加以科學研究，於是有防風林之提倡，以資屏障，若不設法善爲保持，則今日之耕地行將爲他日之砂丘，望林政當局多加注意及之。4.暴風雨預報：昔日本島常罹暴風雨之災害，損失重大，近年來氣象局頗注意及此，得以先期豫防，此項工作經常舉行。

(二)農業化學　農業化學研究之範圍甚爲廣泛，擇要言之：1.土壤調查，此項調查，對於土地利用及水土保持極關重要，本省除舉行基本之地質調查外，一九一〇年以後，曾實施農耕地土性調查，已有三百四十九單位之土壤，作物理性及化學性之調查檢定，並實施主要河川水質調查，於作物施肥法及施肥種類之研究大有裨益，現正從事更精密之農耕地調查及室內分析，已完成臺中一縣，餘在繼續進行中。2.各種作物施肥標準量測定試驗，過去曾分區各別舉行試驗，尙須繼續辦理俾增進其正確性，供農家施肥之參考。3.農產加工技術科學之研究，製糖，製茶，釀酒製罐頭，以及畜產加工之醃臘，製革等加工事業均與農業化學有關，本省主要果品鳳梨，甘蔗，柑橘等，除鮮果外，多以之製成罐頭或釀造酒類，過去經驗，在製造技術上均有成效，吾人應賡續研究以求進步，尤須另闢途徑，利用鮮果壓榨後之廢料殘液，分析其化學成分，提煉副產品，廢物利用以增加農家收入，以往曾作試驗，並獲初步成功，須作進一步之研究，以期確立適合之經營方法。

(三)植物病蟲害研究　臺灣爲亞熱帶氣候，農產品遭受病害蟲害之侵襲滋蔓，損失甚大，在先一般農民均視爲天災無所措手，自農業試驗機關成立，着手調查研究，迄最近止已調查完竣之昆蟲及菌類，各約三千種，其中昆蟲一項經認定爲害蟲者約五百種，均各擬定其驅除或預防方法。本省因週年有作物栽培，故其發生之頻度多，預防亦較困難，惟經調查研究，對於本島產之害蟲及病菌之生態既明，得利用益蟲或施用藥劑以撲滅之。一九〇八年以後，日人曾公佈「害蟲驅除預防規則」，俾全島農民普遍明瞭實施，頗著成效。本省農作物之重要病蟲害，水稻爲稻熱病，菌核病，螟蟲，蝗蟲，甘蔗爲露菌病，赤腐病，銹病，硬化病，柑橘之吹綿介殼蟲，象皮瘡痂

病，甘藷之黑斑病，小麥之赤銹病，黑銹病，亞麻之炭疽病，腐敗病，蔬菜之星天牛，蚜蟲等，分別利用藥劑及天敵加以防治，如相思樹及柑桔之吹綿介殼蟲爲害，一九一八年由澳洲及美國引入天敵瓢蟲以抑制其繁殖，爲減輕瓜實蠅之爲害而由緬甸輸入小繭蜂繁殖之，收效亦著。至如甘蔗之露菌病於一九一〇年左右，極爲猖獗，嗣經研究以藥劑殺滅，漸告絕跡，均爲顯著之事例。

（四）水土工程及農具之研究　光與熱之天惠，使臺灣威爲農業發達之區，惟山川分佈及土壤性狀，均有缺憾。本省中部及北部土質爲酸性，南部土質爲鹼性，因收量均不能過高，惟有水利設施之舉辦，以人力彌補其缺憾，故本省農田水利工程頗爲發達，政府及人民均全力以赴，一九一〇年已有「臺灣公共埤圳規則」之制定，其要點爲獎勵修築埤圳，改良水道，並統制其利用以杜紛爭，由國庫及地方機關補助經費。至一九二一年設立水利組合會，由公共埤圳組織演進而爲水利組合，積極從事改良及發展，迄一九四〇年時計有水利組合六十三單位，公共及私有埤圳一萬零九百九十七處，總灌溉面積爲五十五萬甲，於農業生產貢獻甚大。尤以嘉南大圳完成後，彌補臺南與嘉義間排水不良之缺憾，驅退旱魃，使一般稱爲「看天田」之磽薄地域，將近十五萬甲之土地，一變而爲種植甘蔗之適地，此外較小規模之水利工程，仍在創辦中，均爲人力勝天之偉業。至於農具爲生產操作所必需，欲圖生產經濟化，必須求農具之精巧便利，農具之適用與否，與土地性狀，氣候，役畜，使用者之習慣，以及經營組織等均有密切關係，故內地認爲優良之農具，其形態構造，非必適合於本省，而須經選擇試驗以確定其價值。本省土製農具，原有一百五十餘種，一般均幼稚粗放，惟由優良農具之引進，及本身之改良，已大爲進步，而有面目一新之感，如深耕犂製造成功，普遍推廣，深爲一般農家所歡迎，對於增進地力及米穀增產貢獻極大。其他如迴轉打稻機，水田中耕除草器，水田正條密植器，水稻直播器，製米機，選米機，剝麻機等之使用日廣，不特效率之增進難以數計，即農產品質亦有改良。要之農具應民間需要而改良，須作不斷試驗而與高度發展之設施相配合，本省具有此種條件，在繼續努力耳。

四、結　　論

上所指陳，爲臺灣農業改良之重要歷程，亦即本省一般農業之特徵，凡此有關業績胥爲主持科學研究者經年累月，殫思竭慮研究試驗所得之成果，積之以漸，收效自宏。而本省之農業試驗機關，已有五十年之歷史，與日人侵佔本島同其悠久，得有今日之規模，足見其重視臺灣農業，銳意經營之一班。然就政治經濟言，種種努力，無非爲適應其本土需要，以補苴其農工業貧乏之資源，不出殖民地經濟之類型。現値國土重光以後，居今日而檢討過去，以後之研究方針，自應重新考慮，衡量得失，以配合國內大陸本省人民之需要，調劑盈虛，連爲一體，則爲必然之趨勢，理無二致者也。

第二卷第二期要目預告

（一）論土壤學之體系……張守敬
（二）水稻栽植密度決定條件之研究……磯永吉
（三）臺灣毒魚藤根中 Rotenon 抽出法及其含量……鄧慧卿
（四）夏季綠肥栽培對于土壤理化性及其後作之影響……林家棻
（五）黃麻及洋麻扦插試驗……張拔倫
（六）茄果後熟腐爛對其種子發芽之關係……黃啓章

機差自由度估計法（摘要）

汪 厥 明

Methods of Determining The Degrees of Freedom for Errors

by Chuen-Ming Wang

著者最近發表「動差，新動差，乘積動差及其相互間關係」一文，偏重理論。本文之作則注重應用，雖題名爲機差自由度估算法，實際上乃應用上述拙作內之若干理論，可說是前作與該作是有聯繫的姊妹篇，如前者可稱爲理論的則後者應稱爲應用的，玆將該文內容略述如次：

第一　首先說明連結動差及乘積動差 (Combined moments and Product moments) 與m介值 (M-statistics) 之關係，此爲前作所未述及者，如今補講，取其最簡單者而言之：

(1)　$m_1=(C_1-C_1)=0$

(2)　$m_2=\frac{n-1}{n}(C_2-C_{1,1})$

(3)　$m_{1,1}=\frac{1}{n}(C_{1,1}-C_2)$

第二　次述測定值 Xi，其平均 X，及其對於族群平均 μ 之偏差（即機差）Σi 等之關係如次：

$$Xi=\Sigma+\mu\ ,\quad \overline{X}=\overline{\Sigma}+\mu$$

因此　$\Sigma i=Xi-\mu\ ,\quad \overline{\Sigma}=\overline{X}-\mu\qquad (\overline{\Sigma}=\frac{1}{n}\overset{n}{S}_{i-i}\Sigma i)$

由此連結動差 Cr 及連結乘積動差 $Cr_1, r_2,\cdots\cdots,rh$ 定義例次：

(1)　$Cr=\frac{1}{n}\overset{n}{S}_{i-i}(Xi-\mu)^r=\frac{1}{n}\overset{n}{S}_{i-i}\Sigma_i^r$

(2)　$Cr_1, r_2,\cdots\cdots,rh=\frac{1}{n(n-1)\cdots(n-h+1)}\overset{n}{\underset{i=i}{S}}\ \underset{i=j\ldots}{S}\cdots\cdots\underset{\ne L}{S}(Xi-\mu)^{r_1}(Xj-\mu)^{r_2}\cdots(Xl-\mu)^{rh}$

$$=\frac{1}{n(n-1)\cdots(n-h+1)}\underset{i=i}{S}\ \underset{i=j\ldots}{S}\cdots\cdots\underset{\ne L}{S}\ \Sigma_i^{r_1}\Sigma_j^{r_2}\cdots\cdots\Sigma_L^{rh}$$

舉例而言：

(3)　$r=1,\quad C_1=\frac{1}{n}\overset{n}{S}_{i-i}\Sigma_i$

(4)　$r=2,\quad C_2=\frac{1}{n}\overset{n}{S}_{i=1}\Sigma_i^2$

(5)　$r_1=r_2=1,\quad C_{1.1}=\frac{1}{n(n-1)}\overset{n}{S}_{i=1}S_{l\ne j}\Sigma_i\Sigma_j$（式中n是樣品三個體數）

但是因爲 μ 往往爲未知之數，Σi 之確值也是未知的，故 Cr　$Cr_1, Cr_2,\cdots\cdots rh$ 是理論上便

於處理而不能直接供實用的，吾人得另想辦法。

第三　吾人可利用實際採取之樣品，求其平均值 $\bar{X}$，由此計算 m 一介值，今將其定義列述如次：

$$(1)\quad m_r = \frac{1}{n} S_{i=1}^{n}(Xi - \bar{X})^r = \frac{1}{n} S_{i=1}^{n}(\Sigma i - \bar{\Sigma}s)^r$$

$$(2)\quad m_{r1, r_2, \cdots\cdots rh} = \frac{1}{n(n-1)\cdots(n-h+1)} S_{i=1}^{n} S_{i \neq j \ldots}\cdots\cdots S_{\neq L} (\dot{X}i - \bar{X})^{r1}$$

$$(\dot{X}j - \bar{X})^{r_2} \cdots\cdots (\dot{X}L - \bar{X})^{rh}$$

$$= \frac{1}{n(n-1)\cdots(n-h+1)} S_{i=1}^{n} S_{i \neq l \ldots}\cdots\cdots S_{\neq L} (\Sigma i - \bar{\Sigma}s)^{r1}$$

$$(j\Sigma - \bar{\Sigma}s)^{r_2} \cdots\cdots (\Sigma L - \bar{\Sigma}s)^{rh}$$

$$(3)\quad r=1,\ m_1 = \frac{1}{n} S_{i=1}^{n}(\dot{X}i - \bar{X}) = S_{i=1}^{n}(\Sigma i - \bar{\Sigma}s) = 0$$

$$(4)\quad r=2,\ m_2 = \frac{1}{n} S_{i=1}^{n}(\dot{X}i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} S_{i=1}^{n}(\dot{X}i - \bar{X})^2 = \frac{1}{n} S_{i=1}^{n}(\Sigma i - \bar{\Sigma}s)^2$$

$$(5)\quad r_1 = r_2 = 1,\ m_{1,1} = \frac{1}{n(n-1)} S_{i=1}^{n} S_{i \neq j} (\dot{X}i - \bar{X})(\dot{X}j - \bar{X}) = \frac{1}{n(n-1)}$$

$$S_{i=j}^{n} S_{i \neq j} (\Sigma i - \bar{\Sigma}s)(\Sigma j - \bar{\Sigma}s)$$

m 一介值可以實測實算已如上述，連結動差及乘差雖為理想的，但可利用其與 m 一介值之關係而求出之，由此可以將理論與現實聯繫起來。

第四　幾差雖是理想的假說的，但吾人如能明瞭其性質，吾人也就可利用其原理於實際問題許多統計專家和試驗主持人都相信與生物及農業試驗有關之幾差至少某種是常態分佈 (normal Distribution) 的，常態分佈早為 Gauss 氏所發見，有悠久的歷史，其性質早已明瞭。

第五　常態機差的性質可概括如下：

(甲)　其族群是無窮大的。

(乙)　一樣大的正負機差有一樣大的頻度，所以其族群平均是等於〇，因此期望值 $E\Sigma i = 0$

(丙)　連續地變異於±〇〇範圍內，其所有量愈大，其頻度愈小，所以其量等於〇的幾差之頻度為最大。

(丁)　常態機差是互相獨立無關的，所以兩機差相乘之期望值等於〇即 $E\Sigma^{j} = 0$

將其要點以公式示之如次：

$$(1)\quad E\Sigma i = EC_1 = 0$$

$$(2)\quad E\Sigma i \Sigma j = EC_{1,1} = 0$$

(3) $E\Sigma i = EC_2 = \mu_2 = \delta^2$

式中 δ^2 無疑的是常態族群之變方 (Variance) 及生物。

第六 利用上述對於常態機差之理論來估算農業，及生物試驗上之機差自由度。

I, 單個變方之自由度：

$E\Sigma[S(\dot{X}i-X)^2] = SE(\Sigma i-\Sigma s)^2 = (n-1)\delta^2$

II, 組內組間之變方自由度：樣品個體個分爲 m 組，每組 n 個個體。

$S(\dot{X}ij-\overline{X})^2 = S(\dot{X}ij-\overline{X}j)^2 = S(\dot{X}ij-\overline{X}_{,,})$

$E\Sigma[S(\dot{X}ij-\overline{X}j)^2] = S_{i=1}^{n} E(\Sigma ij-\Sigma j)^2 = m(n-1)\delta^2$

$E\Sigma[S(\overline{X}j-\overline{X}_{,,})^2] = S\,E(\overline{\Sigma}j-\overline{\Sigma}_{,,})^2 = (m-1)\delta^2$

III, 双分組之變方自由度：樣品個體 N 個二種分組，第一種分爲 n 組，每組 m 個體，第二種是分爲 m 組，每組 n 個個體，各平方和之關係如次：

$S(\dot{X}ij-\overline{X}_{,,})^2 = S(\overline{X}i.-\overline{X}_{,,})^2 = S(\overline{X}j-\overline{X}_{,,})^2 = S(\overline{X}ij-\overline{X}i.-\overline{X}.j+\overline{X}_{,,})^2$

對於右邊兩組間平方和之自由度可做 I 及 II 兩項求出之，惟有最後之交感平方和之自由度，則有說明之必要，爲方便計先列一表：

$E\epsilon_{ij}^2 = \delta^2$　　$E\epsilon_{ij}\overline{\epsilon}_{i.} = \frac{\delta^2}{m}$　　$E\overline{\epsilon}_{i.}\overline{\epsilon} = \frac{\delta^2}{mn}$

$E\overline{\epsilon}_{i.}^2 = \frac{\delta^2}{m}$　　$E\epsilon_{ij}\overline{\epsilon}_{j} = \frac{\delta^2}{n}$　　$E\overline{\epsilon}_{.j}\overline{\epsilon} = \frac{\delta^2}{mn}$

$E\overline{\epsilon}_{.j} = \frac{\delta^2}{n}$　　$E\epsilon_{ij}\epsilon = \frac{\delta^2}{mn}$

$E\overline{\epsilon}_{,,}^2 = \frac{\delta^2}{mn}$　　$E\overline{\epsilon}_{i.}\overline{\epsilon}_{j} = \frac{\delta^2}{mn}$

$$E\Sigma[S'(\dot{X}_{ij}-\overline{X}_{i.}-\overline{X}_{.j}+\overline{X}_{,,})^2] = SE[(\Sigma_{ij}^2+\overline{\Sigma}_{i.}^2+\overline{\Sigma}_{.j}^2+\overline{\Sigma}_{,,}^2)$$

$$-2(\Sigma_{ij}\overline{\Sigma}_{i.}+\Sigma_{ij}\overline{\Sigma}_{.j}-\Sigma_{ij}\overline{\Sigma}_{,,}-$$

$$\overline{\Sigma}_{i.}\overline{\Sigma}_{.j}-\overline{\Sigma}_{i.}\overline{\Sigma}_{,,}+\overline{\Sigma}_{.j}\overline{\Sigma}_{,,})] = (m-1)(n-1)\delta^2$$

IV, 二元二群法之變方自由度估算法：該法爲 yotes 氏所創他的變方分析可以下式表出之：

X群： $S(\dot{X}uv-\overline{t}_{,.})^2 = S(tuv-tu)^2 = S(\overline{X}u.-tu.)^2 + S(\dot{X}uv-tuv-\overline{X}u.+tu.)^2$

Y群： $S(\dot{Y}uv-\overline{t})^2 = S(tuv-tv)^2 = S(\overline{Y}.v-t.v)^2 + S(\dot{Y}uv-tuv-\overline{Y}.v+t.v)^2$

以X群說明其符號，由此類推到Y群：

$\dot{X}uv$……第uv品種其試區之收量，tuv……該品種之改正產量，

$\overline{X}u$……該試區所在區集之平均收量，tu……爲其改正收量，

t……爲總平均，tuv 之計算係引用 Goulden 氏之記號法但對於重複次數該文用 r 不用 n

yates 氏所用之分析法當然大有討論餘地，不過關於各平方和中所含之機差成分分析是毫無錯誤的，今試論之於下，爲便利計列一介值機差期望值表如次：

以 X 群論之由此可推論到 Y 群：

A. $E\Sigma(\dot{X}^2_{uv}) = \frac{2rp2}{2rp2}\delta^2$

B. $E\Sigma(\overline{X}^2_{u.}) = \frac{2rp}{2rp2}\delta^2$

C. $E\Sigma(tuv^2) = \frac{p2+2p-2}{2rp2}\delta^2$

D. $E\Sigma(tu,^2) = \frac{2p-1}{2rp2}\delta^2$

E. $E\Sigma(tuv\ tuv) = \frac{p-2}{2rp2}\delta^2$

F. $E\Sigma(\overline{t_{,,}}^2) = \frac{1}{2rp2}\delta^2$

G. $E\Sigma(Xuvtuv) = \frac{r2}{2rp2}\delta^2$

H. $E\Sigma(Xuv\overline{t}u.) = \frac{1}{2rp2}\delta^2$

I. $E\Sigma(\dot{X}uv\overline{X}u.) = \frac{2rp}{2rp2}\delta^2$

J. $E\Sigma(tuv\ \overline{X}u.) = \frac{1}{2rp2}\delta^2$

K. $E\Sigma(tuv\ \overline{t}u) = \frac{1}{2rp2}\delta^2$

Z. $E\Sigma(tuv\ \overline{t}u.) = \frac{2p-1}{2rp2}\delta^2$

M. $E\Sigma(Xu.\ \overline{t}u.) = \frac{1}{2rp2}\delta^2$

N. $E\Sigma(tuu\ \overline{t}u.) = \frac{1}{2rp2}\delta^2$

將上表各値應用於各平方和之機差期望値如下：

(1) 品種平方和：$E\Sigma[S(tuv-\overline{t}u.)^2 + S(tuv-\overline{t}.v)^2] = SE\Sigma[(tuv^2+t.u2-2tuv\ \overline{t}u.) + (\overline{tuv}+t.v^2-2tuvtu)] = 2rp2\ \frac{1}{2rp2}((r2+2p-2) + (2p-1) - 2(2r-1))\delta^2 = (p2-1)$

(2) 區集平方和：$E\Sigma[S(\overline{X}u.-\overline{t}_{,,})^2 + S(y.v-\overline{t}..)^2] = SE\Sigma[Xu.^2 + \overline{t}u,,^2 - 2\overline{X}u.\ t.,) + (\overline{Y}.v^2 + \overline{t}o^2 - 2\overline{Y}.v\overline{t},.)] = 2rp2\ \frac{(2rp)+(1)-(2)}{2rp2}\delta^2 = (2rp-1)\delta^2$

(3) 交感平方和：$E\Sigma[S(\dot{X}uv-tuv-\overline{X}u.2\ tv.)^2 + S(Yuv-tuv-Y.v+t.v)^2] = 2rp2\frac{1}{2rp2}(2rp^2-2rp-P2+1)\delta^2 = (p-1)(2rp-p+1)\delta^2$

$ES[(Xuv-tuv-\overline{X}u.+\overline{t}u.)^2] = E\Sigma[X^2_{uv}+t^2_{uv}+\overline{X}tu.^2 - 2(Xuv\ tuv+XuvXu.) - Xuv\overline{t}u. - tuv\overline{X}u,. + tuv\overline{t}u, + \overline{X}u,,\overline{t}u,,)] = \frac{1}{2rp2}[(2rp^2)\ (p^2+2p-2)+(2rp) + (2p-1)-(2rp^2)-(4rp)+(2)+(2)-2(2p-1)-(2)]\delta^2$

水稻田施用石灰之初步研究

陳振鐸　張仲民

一 緒　言

華南一帶及臺灣北部，水田多呈酸性，其酸度多者，往往阻礙水稻生育，故施用適量石灰，以中和酸性並以改良土壤理化及微生物學性質，而提高肥料效應與土壤生產力，實爲改善施肥與土壤肥培上不可容緩者。

施用石灰以改良土壤，遠在羅馬時代已有之。吾國自古亦曾沿用以爲農田肥料。歷來關於石灰肥料與土壤及作物間的問題研究頗多，且其記載已成爲土壤肥料學上之重要文獻，惟施用石灰於稻田及其與水稻之生育關係，研究者尚少，是所以亟待注意也。

石灰岩在臺灣東部，福建省將樂明溪，永安連城，上杭，永定一帶與廣東省北部，清源，連縣，曲江，樂昌，仁化一帶均有廣大分佈，而沿海又可以貝殼製成石灰，故就資源上言，各地石灰之供給，尚不虞缺乏，要在明瞭各地土壤所需要石灰的情形，及施用方法，並同時開發石灰資源，改善儲運，庶幾石灰供應可以裕如，此不獨對吾國目前糧食增產有所裨益，且亦爲恢復農地肥沃度之根本設施也。

本文係作者等於抗戰最後一年間（民國三十三年至三十四年）在福建永安省立農學院所進行試驗之一部，因試驗設備有限，時間短促，內容不免有缺漏處，惟就中檢討及石灰對水稻與稻田之影響，在肥荒之今日，似可稍供參考，故謹發表於後，尚祈讀者指正。

本試驗承福建省農業改進處補助辦理，復蒙前處長宋增榘及前福建省農事試驗場場長孫育萬技正繆進三諸先生贊助，誌此謹表謝忱。

二 前人研究

Lyon 與 Buckman氏(3) 於其著作中，叙述 Kelley, W. P.; Albrecht, W. P.: Pierre, W. H. 等氏之研究，證明石灰爲改良酸性土壤與匡正植物在酸土中所呈異常生長之優良物質，並總括 McIntire, W. H.; Jenny.H.; Gilligan, GM. 諸氏研究，將石灰之效果分爲三種，(1)理學的效果：其重要者爲石灰促進有機物分解與腐植質之生成，使粘土變成疎鬆的優良構造；施用較多量石灰後，由於石灰之直接作用，亦可生成優良構造。(2)化學的效果：石灰不獨中和酸度，且可減低土壤中鐵，鋁，錳等溶解度，而增加磷之溶解度（在PH5.6—6.5時）及有效鉀之分量。(3)微生物效果：在發生土壤中，他營養細菌 Heterotropic bacteria 之有機物分解作用，因加用石灰而促成，並增加土壤中可利用生氮量，同時石灰能刺激酵素，使之促成腐植質，並去除對植物有害之中間產物，俾硝化，硫化，氮固定菌等得以發揮其機能。

就石灰對作物收量上效應而言，Lyon 與 Buckman 二氏曾示石灰對荳科植物中如甜三葉草

苜蓿，紅三草等之效應顯著，但胡枝子，藜荳，野豌荳等則否。在非荳科植物中，石灰對石刁柏菠薐菜，甜菜，黍菜，甘藍菜，花椰菜等之效應顯著，對大麥，禾草，小麥等微有顯著趨向，但對玉蜀黍，燕麥，粟，裸麥，蘆粟等則無直接效應云。惟石灰對作物栽培上效果，除供給植物養料外，尚可消滅土壤中無機與有機毒質，防除病蟲害等，其間接效果甚大，故吾人不可忽視之。(267)

各種作物及各種土壤所需的石灰量，當視作物種類及土壤性質如何而定，例如施用過量石灰於緩衝作用微小土壤中時，其毒害概大。作物中如杜鵑花，越橘，月桂冠，西瓜等對施用過量石灰特爲敏感。Midgley, A. R. (4). Drake. m. (1), Natfel. J. A. (5) 等氏曾示銅，硼等微量要素在土壤中溶解度，可因施用過量之石灰而減低，同時並影響及植物生機與微生物作用，由此可知土壤中石灰消長對植物生長有極微妙的影響矣。

關於施用石灰與水稻栽培問題，則有川島祿郎氏之研究(8)，據示，加用少量石灰以使土壤含適量置換性石灰，則可增加水稻產量，但如加用多量石灰而使呈鹽基性，則將減低收量，唯磷酸及鉀之肥效可因之而增加云。人交氏(9)在其以石灰爲水稻追肥試驗中示，在除草期中施用石灰可增加收量。松本巍氏(10)在施用石灰與氮氣對水稻稻熱病感受性之試驗中示，稻由施用石灰後能使水稻維管束之外圍柔組織細胞膜肥厚，而增加水稻之抗稻熱病云。

三 試 驗 方 法

1．土壤：試驗地在福建永安福建省立農事試驗場地上，土壤屬於一都粘質壤土( )，由紅壤及溪流冲積物發育而成，表土爲棕灰色粘質壤土，心土爲黃色粘土，心表土間夾有藍色粘子遙實之粘土層，各層均含銹色流紋，有效養分，腐植質均缺乏。

2．石灰：本試驗所用之石灰係產自永安大湖附近者（無水物中含有鈣43.36%）

3．水稻品種：中稻（小南粘與南京早）爲永安一帶推廣之品種。

4．試驗地之處理：試驗處理共分四種：

（1）不施石灰區：（即對照區，僅施用農家習用之肥料）。

（2）少量石灰區：（加用相等於石灰需用量*之半數石灰）。

（3）中量石灰區：（加用相等於石灰需用量之石灰）。

（4）多量石灰區：（加用相等於石灰需用量之一倍半石灰）。

本試驗所用之三要素肥料種類與分量如下表：

肥料種類	使用分量（每市畝、公斤）
氮肥（茶子餅）	101,0
磷肥（米糠）	36,7
鉀肥（草木灰）	22,0

*石灰需用量測定法與每區需用量例下：

a 石灰需用量測定法依 Firman E. Bear: Theory and practice in the use of fertilizer p. 306, 1929, 行之。(本試驗未使用 LiMe Factor)

b. 各小區石灰用量如下：

對照區	不施
少量石灰區	31,7公斤 (每市畝)
中量石灰區	63,5公斤
多量石灰區	95,2公斤

(註：石灰係於插秧前一星期一次施用，三要素則依農家習例使用之，即第一次基肥於五月十五日施用，第二次補肥於六月二十四日施用。

5. 田間排列：採用復因子隨機排列，本試驗計有品種二，處理四，重複四，共三十二小區，每區集合八個小區，試驗小區為五行區，行長十二尺，行距一尺，小區面積1/100畝 (12×5＝60平方尺)，另設邊行保護行，水溝 (寬一尺)，四塊 (小區與小區間寬五寸，區集與水溝間寬八寸)。

6. 整地及管理：試驗地整理與管理均照農家習例辦理，惟對灌水及排水之出入，特加注意以期勿影響及試驗結果。

7. 田間記載

(1) 色澤：插秧後十日，將幼苗色澤分為三級記載，第一級色濃綠，次之者列為第二級，而色淡綠或微帶黃色者，則列為第三級。

(2) 分蘖數：在記載抽穗期時，由每小區中隨意抽出十叢測定，取其平均數記載之，惟此皆為有效分蘖者，其無效分蘖則捨而不記。

(3) 抽穗期：每小區抽穗期達到十分之七八時記載之。

(4) 植株高度：於記載抽穗期時，由每小區中隨意抽出十株測定之。

(5) 倒伏程度：自出穗日起至黃熟期止，每區逐一分別記載，依程度之輕重，分為 0, 1, 2, 3, 4等五級，凡禾稈與田面角度在80° 度以上者 0，在60°—80°者為1，在30°—60°者為2，在10°—30°者為3，在10°以下者為4。

(6) 病害：於抽穗期一次記載之，依程度分為三級，無病者列為第一級，病害輕者第二級，重者第三級。

(7) 蟲害：其記載法亦分三級，第一級為未受蟲害者，第二級為輕度受害者，第三級為受害甚烈者。

(8) 成熟期：俟每區水稻達到黃熟時，而分別記載之。

8. 土壤標本之採集及各性質之測定：土壤之採取，均以土鑽行之，自每區數個不同位置處，各取500克，經風乾及混合後供用。本試驗共取樣三次，在插秧前整地後行第一次土樣採集

（五月十三日），第二次採土日期為施用石灰後兩星期（五月二十八日），第三次採土日期在水稻收穫後（八月十六日）。本試驗測定事項，計分水分，PH值，石灰需用量，假比重，孔度與燃燒損失等。

四 試驗結果與討論

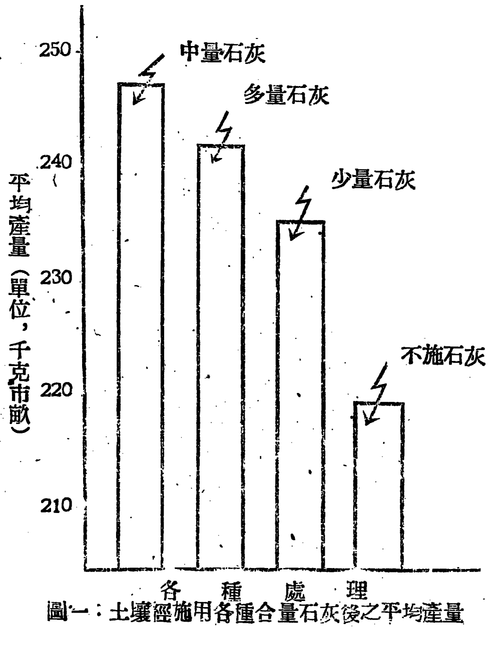
1． 水稻生育狀況之記載：為明瞭石灰施用對水稻生長有無直接反應計，曾在水稻生長期中於每試驗小區內，就上列各項目，行觀測記載。茲將觀測結果之平均值臚列如下：

表一 水稻生育狀況記載表

品種	處理	色澤	分蘖數	抽穗期	植株高度（市尺）	倒伏程度	病害程度	蟲害程度	成熟期
小南粘	不施石灰	淡	18.6	七月二十日	3.57	中	中	中	八月七日
	少量石灰	濃淡之間	20.2	七月二十日	3.63	微	中	中	八月八日
	適量石灰	濃	19.8	七月二十日	3.78	輕微	中	中	八月八日
	多量石灰	濃	19.7	七月二十日	3.77	微	中	中	八月八日
南京早	不施石灰	濃	21.5	七月三十一日	4.02	微	中上	中下	八月二十五日
	少量石灰	濃	23.4	七月三十一日	3.99	微	中上	中	八月二十五日
	適量石灰	濃	22.0	七月三十一日	4.10	輕微	中	中	八月二十五日
	多用石灰	甚濃	22.6	七月三十一日	4.16	輕微	中	中	八月二十六日

由上表觀之，植株色澤以施用石灰者較不施用者為綠，分蘖數亦以施用石灰者較多，倒伏程度則施用石灰者可以減少，至於其他若病蟲害，抽穗期，成熟期，植株高度似無顯著差異存在。

2 水稻收量：俟黃熟期屆即行分區收穫，取其中間三行，分別脫粒，各加牌號，記其產量，由結果示施用中量石灰者收量最高（其四區平均數小南粘為244.4，南京早為249.7，單位，公斤/市畝以下同此），多量石灰次之（小南粘244.2，南京早239.7），少量石灰區更次之（小南粘230.4，南京早240.1），不施用石灰區最少（小南粘218.3，南京早221.6）。復由本試驗之區集，處理，品種，處理×品種等經變量分析，由F值顯示其處理，處理×品種間差異均顯著，故施用石灰對於水稻收量之確有影響，可足證明矣，茲將各處理間收量差異顯著性列於下表中：



圖一：土壤經施用各種含量石灰後之平均產量

表三　各種處理下水稻產量差異比較表：
（單位：公斤/市畝）

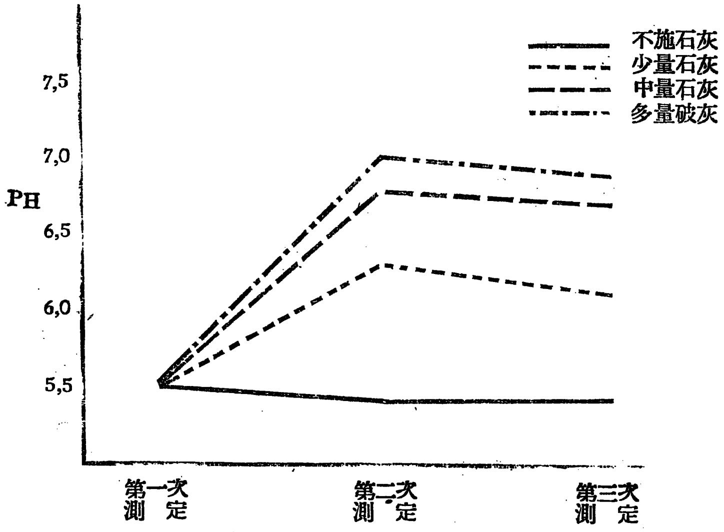
處　理	平	均	數	
中量石灰	246.93			
多量石灰	242.01	4.92		
少量石灰	235.30	11,63	6.71	
不施石灰	219.95	26.98**	22.06*	15.35

註：表中※※表示極顯著、※表示顯著
Sd爲7.881 5%t爲2,080 1%t爲2.831

由上表可知，(1) 不施用石灰與施用中量，(2) 不施用石灰與施用多量區間之收量差異顯著；而，(3) 不施用石灰與施用少量，(4) 施用少量與施用中量，(5) 施用中量與施用多量區間差異不顯著。此等結果顯示施用中量石灰於水稻時收量確可增加10.9%左右，但施用少量，則效果不顯著，而施用多量，則水稻收量亦未必能隨石灰之用量增加而且高，多數文獻謂水稻忌微酸性，故加用石灰使土壤反應趨向鹼性，無疑能阻礙其生育，本試驗中不施用石灰區，少量石灰區，中量石灰區，在生育期中之PH各爲5.4，6.3，6.8，而多量石灰區則達7.0，由此可知多量石灰區產量之遞減與土壤反應，確有直接關係。

3．酸度PH之變化：施用不同量石灰於各小區後使之發生顯著酸度PH差異，爲本試驗設計之一，惟其差異是否在水稻栽培期中接續存在，且此等差異是否將影響及水稻生長，乃吾人亟待明瞭者。

（1） 据本試驗第一次，第二次，第三次各區測定結果（表四）所示，施用石灰各區之第一次與第二次及第一次與第三次PH值差異極爲顯著。



圖二：土壤中施用石灰前後之PH值。

表四　土壤處理前後PH值顯著性測定

處　理	第一次測定	第二次測定	一二兩次差異 P	一二兩次差異 顯著性	第三次測定	一三兩次差異 P	一三兩次差異 顯著性
不施石灰	5.5	5.4	<.05	不顯著	5.4	<.05	不顯著
少量石灰	5.5	6.3	>.01	極顯著	6.1	>.01	極顯著
中量石灰	5.5	6.8	>.01	極顯著	6.7	>.01	極顯著
多量石灰	5.5	7.0	>.01	極顯著	6.9	>.01	極顯著

註：各測定數均爲八區平均值

（2） 第二次與第三次各處理區PH値間亦有顯著差異，（處理間F值極顯著，次數間F值亦極顯著），但該差異隨時間經過，逐有減少傾向，故可知依施用不同量石灰所生之土壤酸度差異，在水稻栽培期中仍接續存在，而影響及水稻收量，惟水稻栽培滲濾作用之進行，肥料之分解等，均對酸度減低有影響焉。隨各區PH值變化，土壤石灰需用量亦有變異，各次測定之結果，經差異顯著性之測定與變量分析，證明甚與變化有關，其理由不難明瞭，蓋於本次試驗中，石灰需要量之決定，即以PH爲依據也。

4. 燃燒損失之變化：燃燒損失中除有機物外，尙包括有水分，炭酸及其他揮發性之化合物等，故在化合水及其他炭酸鹽類含量多之土壤中，不能以燃燒損失測知有機物之確實含量，但燃燒損失中大部分確爲有機物乃無疑義，本土壤無含炭酸鹽類，故在本試驗中，曾測定各區乾土之燃燒損失，以期明瞭其變化情形。測定結果列於下表中：

表五 土壤經處理前後燃燒損失之變化（%）

處理	第一次測定	第二次測定	一二兩次差異		第三次測定	一三兩次差異	
			P	顯著性		P	顯著性
	%	%			%		
不施石灰	3.36	3.27	<.05	不顯著	3.23	>.05	顯著
少量石灰	3.36	3.26	<.05	不顯著	2.96	>.01	極顯著
中量石灰	3.36	3.25	<.05	不顯著	2.92	>.01	極顯著
多量石灰	3.36	3.23	<.05	不顯著	2.81	>.01	極顯著

註：各測定數均爲八區平均值

由上可知，因加用石灰，燃燒損失漸有減少，而其減少量在栽培後期更甚，該時各區差異亦殊明顯，卽石灰加用量多者，燃燒損失量小也。本試驗中亦曾就各區水分含量，作三次測定，惟各區未有差異存在，其他若各區之假比重，孔度，在每期中測定，表示加用石灰者，隨時間經過，假比重略有增加，而孔度微有減少，此等事實，足證土壤有機物常隨石灰加用量與時間，而有遞減之勢。前人謂於酸土中施用石灰，可促成細菌分解作用，而增加有機物消耗，殆無疑義。由本試驗結果，可知石灰之施用，可引起大量有機物損失，以華南及臺灣土壤大概乏有機物，是無論其在土壤改良上或作物栽培上，均爲今後所應加注意者。

五 結　　論

1. 加用適量石灰於水稻田中，以匡正酸性，使達於PH 6.8時，可增加水稻收量，惟施用多量石灰，收量並不因石灰之加用而增多，少用其效果亦不顯著。

2. 施用石灰之水田，可增加稻株色澤，減少倒伏程度，並增加藁數，然對病蟲害，抽穗期成熟期等似無影響。

3. 加用不同量石灰於各處理區所現PH值差異，在水稻栽培期中，仍然存在，但其數值則有減少，亦卽示石灰中和遊離酸或酸性緩衝物質之作用，隨時間而漸減也。

4. 加用石灰時，土壤中燃燒損失物量與孔度減少，而假比重增加，可知土壤中有機物消耗

增多也。

5. 由本試驗表示，在施用石灰於水稻田前，須就土壤性質，混用肥料種類分量，及農耕方式等，加以周密考慮，然後決定其施用方法，以期發揮其最大效果。

參 攷 文 獻

(1) Drake Mack, Dale H. Sieling and G. D. Scarseth, Calcium-boron ratio as an impo-rtant factor in controlling the boron starvation of plants. Jour. Amer. Soc. Agron, 33:454-462, 1941.

(2) Fischer, P. L, Physiological studies on the pathogenicity of 「fusarium lycopersici sacc.」 for the tomato Plant, Bulletin of the University of Maryland Agrioult-ural Experiment Station, No. 374, 1935.

(3) Lyon and Buckman, The nature and properties of soils. The Macmillan Co. New York, 1943.

(4) Midgely. A. R. and D. E. Dunklee The effect of lime on the fixation of boratesin soils. Proc. Soil Sci. Soc. Amer, 4; 302-307, 1939.

(5) Natfel. James A. Soil liming investigation. 5. The relation of boron defioienoy to over-ling rnjury. Jour. Amer. Soc. Agron, 24: 761-771. 1937.

(6) Rose J. T. Truck erop plnts. Mcgraw Hill Book Co. New York, 1928.

(7) 陳振鐸 張先大，土壤酸度與水分含量對蕃茄青枯病之抗病試驗，福建省立農學院新農季刋第三卷第三，四期：260—271，1943，

(8) 川島祿郎，土壤反應及石灰含量對於作物生育之影響（第三報水稻），日本土壤肥料學會誌，第十卷，第一號：53—62，1937，

(9) 入交正豐，施用石灰於水稻之時期試驗成績(一)，日本土壤肥料學雜誌第十七卷，第四號：167—171，1943，

(10) 松本巍，氮氣與石灰對稻熱病感受性之試驗，日本病蟲害雜誌第三卷：854—857，1916

(11) 周昌蕓，沈梓培，福建永安，三元兩縣之土壤，福建省地質調查所報告第四號，1942，

本報增收貼補費啓事

本報訂閱費原定半年六册，收貼補費臺幣二百四十元，全年十二册，收貼補費臺幣四百八十元，(臺幣與國幣之比價，則依時價計算)邇來紙價工價郵費莫不飛漲，前定數目，與實際相差甚遠，故自第七期起(第二卷第一期)改收貼補費如下：另售每册八十元；半年六册，改收臺幣五百元；全年十二册，改收臺幣一千元，特此啓事。

甘蔗田間試驗區之排列問題

孫 逢 吉

一、引 言

田間試驗因受土壤差異之影響，使試驗結果發生不可解釋之機誤乃有多數學者從事于如何控制或避免此項機誤之研究本文專論排列方式之問題。

統計方法應用于田間試驗結果，可使吾人斷定幾許大之差異爲不足道之微細差異，以及處理效應眞值所在之限度究爲若干，甘蔗田間試驗人員應視統計分析爲另一項試驗用之工具，與一般應用之儀器如鋼尺，計算尺，折光儀，計算機等相同，統計分析完畢後應與吾人計劃試驗時之假定相比較，若結果與假設符合自易解釋，若分析結果與假設不符，則分析方法與最初之假設均須重新檢討，假設是否合理，統計是否毫無錯誤？若一切均無錯誤則試驗結果可作爲一種實驗記載，以待再次試驗。

重覆試驗結果之統計的處置，通常係根據常態分佈機誤定律之假定，分析之方法則由最小二乘方法演繹而得，最小二乘方法係 Gauss 所發明，用以估計天文學上測量學上之未知數者。

Gosset 氏 t分佈之發現與 Fisher 氏Z分佈之製定使機誤自由度較小時亦可獲得準確之顯著度測定。Fisher 氏變量分析法之發明更使試驗結果之計算便利。由于以上近代的進步，使試驗或觀察所得的材料，由于多種不同原因所致之變異，均可逐一分析。設無顯著度之準確測定法，及變量分析法，則不同來源之變異將無法辨別。

二 田間試驗區排列方式之發展經過

1905年英國大釀麴家 E. S. Beaven 因其大麥品種試驗結果解釋上之問題，就教于啤酒釀造廠技師 Gosset(即 Student)自此二人即經常討論田間試驗上種種對比排列試驗法，應用其 Z" 表以確定兩品種之差異是否顯著。此後1910年Wood and Stratton 1911年Mercer and Hall所發表田間空白試驗之名著，均曾經Gosset之校閱。Gosset 並于1911年發表關于Mercer and Hall田間試驗機誤之附錄一文。提出如何利用田區肥力之變異以規劃試驗之辦法。其原則爲 (a)每品種之小區分佈于全田，(b) 以相鄰二品種之差異爲統計分析之單位。1923 年 Gosset 發表「On testing Varieties of Cereals」一文爲其主張規則排列主要文獻之一。同年R. A. Fishe 與W. A. Maekenzie 發表馬鈴薯品種對肥料之反應一文爲變量分析法應用于田間試驗之第一例，1926年 Fishe 乃正式發表其隨機區組排列法一文，1930年 Fisher d Wishart 再舉例闡明田間試驗隨機區組與拉丁方排列法與分析法。1931年 Tedin 發表系統排列對于田間試驗機誤估計之影響一文。同年 Gosset 發表主張平衡排列勝于隨機排列一文。1933 年 Yates 舉述各種拉丁方排列式及多因子混雜試驗(Confounding)之理論。1936年Yates發明多品種試驗法，同年 Gosset發表關于平衡排列勝于隨機

排列之著述，1937年 Barbacki 與 Fisher 發表反駁 Gosset 之文獻，Yates 發表多因子混雜試驗法一文，同年 Gosset 去世，其最後遺著「Random and balanced arrangement」一文亦于是年發表，1939年 Yates 著述系統排列與隨機排列之利弊一文，並于1940年絡續將其多品種試驗分析方法訂正。

以上爲田間試驗排列方法之史的演進經過。我國自1925年前後美國 Cornell大學H. H. Love 博士來華起始傳入 Gosset之對比試驗法及 Cornell 之系統排列法。至1930年前後，Love 博士亦曾經介紹 Fisher 之隨機排列法，迨1934年 Wishert 來華後隨機理論更風行一時，並有人著論抨擊 Love 博士最初所行之系統排列法爲不可靠。惟在 Yates 氏之多品種試驗法尚未發明以前，Cornell 之系統排列法，大致仍爲我國實際農學者所採用，自 Yates 氏之多品種試驗法發明後適逢中日戰起，我國雖亦有採用與研究者然究屬不多，且其分析方法絡續經其本人及其他學者修正。如臺大汪厥明教授，即主張多品種試驗之機誤計算不應採用 Yates之方法。本文僅就系統排列與隨機排列及多品種試驗法之效率方面加以檢討如後。

三、系統排列與隨機排列之爭辯利弊與研究

系統排列與隨機排列孰佳，學者各執成見二者效率與準確性究有何差別則研究者頗多，降至最近，似以主張隨機排列者佔優勢然其缺點正多，尚待吾人之逐漸修正，Borden(1936) 謂統計學家每非農藝學家，常主張田間試驗眞實機誤之估計祇能得自重覆區隨機排列之設計，而農藝學家則每傾向于 Beaven 氏之半條播設計「Haeldrill strip」如 AB BA AB 式，其結果未必招致錯誤眞實機誤估計爲吾人所追求。試驗處理之效應亦爲吾人所追求。吾人承認試驗機誤之觀念有賴于不偏倚之隨機取樣與常態分佈，且根據少數重覆所求得之機誤不過爲代表眞實機誤之估計數。吾人不反對隨機排列，但吾人不完全信服其爲必要，蓋精細設計之平衡排列亦自有其優點也。

Borden (1936) 研究數百個甘蔗田間試驗各重覆區均按系統排列式如 ABCD ABCD……並未表現有連續的肥力遞差變異，影響處理效應，引起錯誤的解釋，短距離的肥力遞差偶然遇見，爲免除此弊可作反方向之排列以抵消之，如

ABCD ABCDA……

DCBA DCBAD……

故事實上夏威夷大部甘蔗試驗地之土壤差異多爲斑點式之分佈而非遞差式分佈，空白試驗之結果證明彼處之蔗田肥力變異完全爲隨機分佈的，故估計眞實試驗機誤所必要之隨機條件在系統排列或平衡排列之第一區排定時業已獲得。意即計劃書田間排列圖雖爲規則的，但試驗地土變異爲隨機的。實無加人工隨機之必要。故計劃書上之規則排列，實即爲土地的隨機排列。若此理論正確，規則的平衡排列，實無摒棄之必要。

一般甘蔗肥料試驗設計常爲適當施用量之決定，例如每噸用氮 100. 150, 200 磅三施用量並不在于施200磅對100磅之增產幾何，而在于 200磅比 150磅及 150磅比 100磅有無顯著之差別。故將最需要比較之處理排于靠近之試區，當最爲合理，蓋空白試驗已證明距離愈近土壤差異愈小

也。

精密設計之規則排列之眞正價值在于減少鄰近不同處理之邊際影響。邊際影響或競爭影響在鄰近之二不同處理相差愈遠者影響必愈大。Borden (1943) 曾證明此點爲事實。甘蔗田間試驗初期生長之觀察結果每顯示有不整齊之現象，然至收穫時時初期不整齊之情況常消失。例如夏威夷若干老蔗田現于種植時施用燐肥，初期生長與分蘖顯然優于不施燐肥之對照區，然迄植株漸長此項差異即漸歸不顯，收穫獲時產量並無顯著差異。相反的在最初$5\frac{2}{1}$月施氮與不施氮區並無區別15個月後收獲時施氮者產量遠高于不施氮區。故二鄰近不同處理試驗區之早期田間觀察常不足給吾人以眞確的最後產量估計因左右生長之因子甚多，往往于生長後期發生巨大影響不及或不克測定也。

邊際影響之意爲一試驗單區之一或一以上外邊行因接受若干內部行所不克接受的有利的或不利的生長因子而生的產量差異，養分多寡水分日光與風均爲主要因子。

氮肥爲影響甘蔗產量之主要因子。爲試驗甘蔗田間試驗之邊際影響起見，Borden 以每畮施氮 220 磅者與不施氮者作鄰區比較試驗，測定邊際影響之有無。最初三個半月之觀察並無生長上差異，至五個半月亦無顯明差別；此後僅不同處理之叶色有顯明差別，在蔗莖直立期間亦未見有顯明的邊際影響。至收獲時各區分行收獲秤定產量。共有五區組(每區組兩區)每區行數在第一二區組爲八行，第三區組九行，第四、五區組每區六行各行產量如圖(一)。

爲證明有無邊際影響作以下統計分析，各單區除去邊行每邊一行後之內部各行共有54行，用以計算機誤總變量。除去處理與區組變量後所得標準差爲，12.4 tons. 以此數乘「t」值得 24.9 噸任何一邊行對總平均差若大于24.9吾人可認爲非由于機會而由于邊際影響。

邊行機誤之求法，先以一邊行產量減54行之總平均產量，由餘數中再減去由于某處理及某區組之變異即得該行之機誤。

$$\Sigma e=\Sigma[(X-\overline{X})-(\overline{X}_t-\overline{X})-(\overline{X}_b-\overline{X})]$$

$$e=X-\overline{X}\ -\overline{X}_b+\overline{X}$$

X＝邊行產量，　$\overline{X}$＝總平均

$\overline{X}t$＝某處理平均，　$\overline{X}_b$＝某區組平均，

所得計算結果如附表(一)

由是可知凡無氮與高氮區鄰近時多有邊際影響，而無氮與無氮或高氮與高氮鄰近時則無邊際影響，故規則平衡排列可減低邊際影響至于最小程度。

由于以上理論，故Borden等主張處理效應相差大之田間試驗如肥料用量試驗播種期試驗，應于區組內作平衡排列。每一區組內之地形地勢土壤排水灌溉等儘量求其一致，不同區組地段可以隔離每區組平衡排列各處理一區。

關于規則排列對于眞實機誤估計數之影響究竟如何？ Tedjn(1931)曾集合多數學者發表之空白試驗資料作詳細分析研究，由是引起主張系統排列之創始學者 Gosset 之反駁。Gosset 于1931，1936，1937年均曾發表主張系統排列之文獻，惜于1937年卽告物故，臨終前尙有關于討論系統

排列之通信，因此引出 Barbacki and Fisher (1937) Pearson (f938), Yates (1939) 之文字，兹擇其中主要之部略述之。

正確應用最小二乘方法，必須一個試驗設計中未消除之變異爲常態獨立分佈的，吾人知田間作物產量之分佈非爲完全常態的，鄰區產量有正相關，由是最小二乘方之理論根據，乃不適于此類田間產量論料之應用。Fisher 相信此項困難可由設計時排列之隨機而克服，因如此可減除鄰區相關之擾亂，于是各區產量仍可視作無相關而進行最小二乘方法之分析。若此項相關不能免除。則估計之機誤必有偏倚，乃至影響顯度測定之準確性。

系統排列不能如隨機排列免除鄰近之相關故用最小二乘方法分析之結果，不能獲得與隨機排列相等之眞實性，惟有時隨機排列結果亦因原始資料之不正常分佈而失却其眞實性故此點始終尙爲爭辯之焦點。

Yates (1939) 曾詳論系統排列與隨機排列之利弊，兹參酌筆者意見細述之。

系統排列之利點：

(1) 系統排列 (或平衡排列) 易于實行

(2) 系統排列可避免競爭影響

(3) 系統排列結果較爲正確

系統排列弊點：

(1) 不能擔保機誤之估計不偏倚

(2) 因可用不同方法估計機誤，顯著度之測定標準不一致

(3) 不同對處理之比較應用不同之機誤

(4) 由于規則排列處理順序方向與肥力變異方向每次重覆相同使處理均數之估計失却眞實性。

以上各點雖爲各學者所提出，但並不能獲得一致之接受，例如系統排列利點，(1)與(2)一般都爲人所接受，(3)卽須多相反之論調。弊點方面(1)雖有事實根據爲人所承認，但隨機排列亦同樣有機誤估計偏倚之例。(2)與(3)爲主張系統排列者所推崇之利點而非弊點，因機誤之來源若爲純一的 (Homogenous) 卽大小相差不遠的，則不同處理之比較自可用一個總的機誤作比較標準但若機誤之來源爲雜性的 (Heterogenous) 卽不同處理之機誤相差甚大時卽不宜用總的機誤，作比較標準必須用各別的機誤。關于此點 Yates(1938) Bartlet(1937) 均曾舉實例論述。(4)爲一般學者所承認，但主張系統排列者認爲主持試驗者可根據過去土地栽培記錄與小心排列免除之。

吾人詳閱 Gosset (1936)(1937) 及 Barbacki 與 Fisher (1936) 之爭辯文字，可知雙方均各執成見，計算比較時儘量使結果有利于主觀成見，不利對方，均失去科學家公正之態度，Yates 于1939年一文綜合過去雙方結果，其最後結論雖稍偏于主張隨機，但不失爲公允之論。兹爲表示系統與隨機排列對于機誤估計之影響起見，擇 Tedin之結果略述之。

Tedin (1939) 采用前人之空白試驗資料，如Kristensen 之大麥 Mercer and Hall 之小麥與飼用汞菜，Montgomery之小麥，Larsen 之帖木草，Scofield 之首蓿乾草 Hansen 之燕麥，黑麥，大

麥乾草及蕪菁甘藍，作5×5拉丁方隨機排列與規則排列之比較研究，拉丁方之排列式共十二種，(圖二)，(1)式與(2)式爲順移式 (knights move) 系統排列，(3) 與 (4) 式爲對角線式系統排列 (5) 至 (11)式爲隨機排列，(12)式爲特別設計之系統排列，每拉丁方除去四自由度橫行，與四自由度直行後，所餘十六自由度中有四自由度屬于假設之處理變異，此四自由度僞處理平方和各改算爲整個十六自由度平方和之百分率稱爲處理機誤係數(t. e. c.)如是每種排列式按所有資料共計算91個，惟因同塊土地不同年作物種類之不同，實際僅有62塊 5×5 拉丁方。十二種排列式之1092個之 t. e. c 分排如表(二)

每個拉丁方除去橫行土異後，尙餘十六個自由度，內中四個自由度假設處理之變異成分應佔全部之25%即理論 t. e. c 爲25，實際十二種佈列式 t. e. c 總平均爲24.53，(5)至(11)隨機式之平均 t. e. c 爲 24.13，順移式系統排列(1)與(2) 預料 t. e. c 必最小實際所得之22,72與2283 確甚小，對角線式(3)與(4)之 t. e. c 2624與 27.94 最大亦與預期相符。惟(5) 至 (11)隨機排列式之 t. e. c 小者20.91，大者達 27.45 其變異範圍亦與順移系統，對角線系統排列之變異相同，顯然證明系統排列機誤估計之偏倚 (Bias) 程度並不甚于隨機排列，而隨機列機誤估計亦有與系統排列同樣偏倚者。再以順移式 (1) 與 (2) 之平均 t. e. c 22.8±1.076 與 (3) (4) 對角線式平均 t. e. c 27.09±1.169 各與理論均數 25 相較，差數均大于標準差二倍，已可認爲顯著。故順移式顯優于對角線式。蓋假設處理之變異愈大卽表示土壤差異混入于處理效應之成分愈大，使處理效應失去眞確性，且由于機誤之估計過低微細處理差異之顯著機會增多，更足影響最後之判別。反之如 t. e. c 小則機誤之估計數偏于稍高，雖其弊爲小的處理差異不易顯著，但其危險性不如前者之甚。

檢閱排列圖可知不同排列式之 t. e. c 大小似與處理之分佈狀態有關，卽同一處理在一拉丁方內愈分散者 t. e. c 愈小。爲測定此項關係計算一種分佈係數如圖 (三)。以同處理之最短分佈距離之方根之和表示之，距離之測量各區內自中心點起，如圖中 a 處理之分佈係數爲 $\sqrt{2}+2\sqrt{5}+\sqrt{8}=8.71$， 如此計算之係數見前表x1項。計算 t. e. c 依靠分佈系數之廻歸係數 $by.x_1=-0.351$ 廻歸變量分析證明廻歸爲顯著表 (三)，故分佈係數愈大 t. e. c 可能愈小，分佈係數增加1%，t. e. c 可能減少0.351%。

研究處理分佈尙可再計算一種同處理之接近指數，(Close neighbourhood index) 在5×5拉丁方中切取2×2方之方式共有16種當2×2方中發現有任何二處理相同時記錄爲一分，最後此項分數之和卽爲接近指數，用X_2代表之，(1)與(2)式之 $X_2=0$對角線式之$X_2=16$，

t. e. c 對 X_2 之廻歸係數 $by.X_2=+0.239$ 廻歸變量分析如表(四)。

表(三)	自由度	平方和	變 量	Z	1%Z
類 內	1080	224294	207.7		
類 間	11	4488	408.0	1.063	0.9462
廻 歸	1	1674	1674.0		
類間一廻歸	10	2814	281.4		

共　　計　　　　1091　　　228782

以上結果證明 t. e. c 受接近指數之支配甚大，同處理排列愈近機誤愈高，接近指數愈高 t. e. c 亦愈高。

就以上研究結果可知無論系統排列或隨機排列，t. e. c 均有離中或失實之時，惟有使處理分佈均匀平衡同處理不同重覆區勿太接近最爲理想。

四、甘蔗田間試驗區系統排列區擧例

系統排列除 Gosset 最初主張之對比式祇可試驗二品種外，1931年復主張一種平衡排列，可計算二以上多數品種謂之平衡區組(Balanced block) 分析方法同隨機區組。玆擧 Gosset 之例如圖(四)，以後 Borden (1936, 1939)亦極力主張平衡排列，玆擧例如圖(五)(六)(七)(八)(九)。

五、格形設計與格子方設計之效率與準確性

隨機區組或平衡區組，拉丁方或平衡拉丁方控制土壤差異之効率因品種數或處理數增多而降低，素爲田間試驗家所週知。尤以拉丁方試驗處理數不宜多至十以上。因品種數須與重覆數相等之故，品種增多重覆亦必增多也。由于土壤差異距離愈近相差愈小距離愈遠相差愈大故一區組一横行一直行所能容納之處理數決不宜太多。若區組擴大必增加區組内 (Within Block) 之土壤變異，區組内之土壤爲不能測出消除之變異必歸入于試驗機誤 (Experimental error) 之内，乃至影響試驗成績之正確性。過去學者一般承認區組内處理數不宜超過25個，然育種試驗初期淘汰前往往品系多至數百。如何擧行田間比較試驗太成問題。在1936年以前美國Cornell 大學 H. H Love 博士一向應用系統排列，插入對照區之辦法此法應用雖甚便利，但其缺點爲不能消除土壤差異，試驗機誤之估計欠合理化。此後 Yates 于 1936 年發表多品種試驗法初名 Pseudo- factorial 或 Quasi-factorialexperiment (擬複因子試驗) 後改爲 lattice experiment (格形試驗) 有 Simple lattice. Triple lattice, 與 Cubic lattice 三類，除格形設計可試驗多數品種外，尙有擬拉丁方 (Quasi-Latin square) 現名爲格子方 (Lattice square)，希臘拉丁方 (Graeco-Latin square) 與平衡不完全區組 (Balanced incomplete bloeks) 均爲試驗多數品種之新式設計。

簡單格形設計與格子方設計有一共同之規則，即品種數必須爲某數k之平方，簡單格形設計k不拘何數，格子方設計k必須爲質數(3, 5, 7, 11, 13)，立體格形設計品種數須爲k之立方，k亦不拘何數，玆擧格形設計與格子方設計排列法之例各一如後。

Simple lattice (簡單格形設計) 圖(十)，

若有品種81，則k＝9.,　　b＝2nk＝36＝不完全區組數，

n＝2＝群之重覆數　　　r＝2n＝品種重覆數

$N=2nk^2=324$＝區數，

變異來源之自由度應爲

變異原因　　　　　　　　　　　自由度

重　　覆	$2n-1=4-1=3$
不完全區組	$2n(k-1)=4(9-1)=32$
品　　種	$k^2-1=80$
機　　誤	$2nk^2-k^2-(2nk-1)=208$
總　　數	$2nk^2-1=323$

品種代號繪成 $k\times k$ 方格式則以同一横行上k個品種爲一區組，得k區組爲X群，以同一直行上k個品種爲一區組得k個區組爲Y群同群內之各區組隨機排列爲一重覆，區組內品種亦隨機排列，每群各再重覆n次，故$r=2n$，因必有XY＝二群也。

Lattice square (格子方)

格子方爲利用均衡化方形之設計，其優點與平衡不完全區組相同，即品種相遇于一直行與一横行之機會相等惟重覆次數比平與不完全區組少一半，因格子方數必等于 $1/2(k+1)$也，例如 $k=5$則其$V=k^2=25$均衡化方形有$5-1$個，圖(十一)，而平衡不完全區組則有$k+1$　6群每二群可組成一格子方，故有$\frac{1}{2}(k+1)$　3個格子方。故$k=5$之格子方設計至少每品種重覆三區，此三個格子方之排列法如圖(十二)，

k＝質數時平衡群之寫法甚易，祇需按照對角線法書寫可將各群均寫出，惟若不等于質數如6即無平衡群之可能。$k=4.8.9$時，其平衡群導已由 Fisher 求出，其餘各可能之均衡化方形已由Fisher 與 Yates(1938)刊出

格形設計與格子方設計自 Yates 于 1936，1937 年發表後其分析方法不將混雜于不完全區塊或直行横行中之品種差異設法求出而將品種產量根據各所在之區塊加以改正，因此其品種平方和較眞實之値爲低，而區塊平方和因包括一部品種變異則較眞實之區塊差異爲大。Yates 後于 1939，1940年復發表改進之分析方法，品種產量不加改正，仍用品種總產量計算，惟區塊平方和則設法除去混雜之品種變異，故混雜于區塊之品種變異仍獲恢復。Cochran(1941) 研究此項格形設計與格子方設計之效率，以分佈于美國 Iowa 州全州之九十三個比類試驗爲材料，其中十四個係1938年所做，二十四個于1939年所做，五十五個于1940年所做，計算此類新設計對普通隨機區組所能增加之效率。

新式設計與隨機區組準確度之比較計算法曾經 Yates(1940)Cox, Eckhardt 與 Cochran(1940) 詳細敍述，同一試驗可用隨機區組法分析亦可用格形設計法分析，乃使新舊二法可獲公平之比較，舊法係不計不完全區組之變異品種變異根據品種總產量計算。機誤即爲普通隨機區組之機誤新設計則計算不完全區組或直行横行之土壤差異，而將混雜之品種變異提出。故在同一塊試驗地上可比較二種設計之準確度。

準確度之計算係用兩種設計品種間差數變量之倒數。例如格形設計差數變量爲 1.23，隨機區組之差數變量爲 1.65，則二者相較之準確度爲 $(1/1.23)\div(1/1.65)=1.65/1.23=1.34$ 吾人知品種均數之變量因重覆增多而可漸減，故隨機區組設計之重覆次數必須增加1.34倍方可使二種設計之準確度相等。故依此例而言，三次重覆之格形設計即可抵四次重覆之隨機區組。

爲說明計算法舉7×7三群格形三次重覆之實例于下：一

	自由度	平方和	均方和
重覆間	2	77.03	
區組間(提出品種變異者)	18	214.90	11.939
品種間	48	1558.36	32.466
機　誤(區組內變異)	78	347.41	4.454

上表中重覆間與品種間變量完全與普通隨機區組分析法所得者相同，故普通隨機區組之機誤均方和應爲，

$(214.9+347.41)\quad(18+78)=5.857$

由于三次重覆故兩品種平均相差之機誤變量爲 $2(5.857)/3$，格形分析兩品種平均差數之機誤變量應爲 $2(4.454)\ f/3$，f爲由于最後品種平均改正所增之機誤變異 k×k 三群格形設計 $f\quad 1+\frac{3}{2(k+1)}\left(\frac{B-E}{B}\right)$ 式中B爲區組變量E爲機誤變量在本例

$$f=1+\frac{3}{16}\times\left(\frac{11.939-4.454}{11.939}\right)=1.1176$$

求二設計之比較準確度時消除二種機誤變量公有之 2/3，應爲$\frac{5.857}{4.454f}=1.18$或118%，若B等于或小于E卽表示不完全區組間並無眞正肥力差異，隨機區組分析法已最有效。

Yates 最初發表之分析方法未顧及混雜于區組中之品種變異後又改進其分析法將區組間之品種差異提出，爲硏究新分析法是否優于舊法起見，計算舊法對普通隨機區組之準確度如下：

以舊法之效率因子之倍數$(k+1)/(k+2\ \frac{1}{2})=(7+1)(7+2\ \frac{1}{2})=16/19$代替 f，則舊法之準確度爲$5.857/4.454\times 19/16=1.11$，Cochran 如是計算21個格形設計之準確度如附表（五）觀附表恢復區組間新知一項準確度自101—365%長形小區之15個試驗有 9個表示50%以上之效率增進，5個表示100%以上之增進，平均增加效率爲93%，惟此項數字分佈近于偏態，以用中數代表整個結果較爲合理，中數爲79%，故三次重覆之三群格形設計已比五次重覆之隨機區組爲準確。

72個格子方設計之準確度如附表(六)

5×5 設計準確度之增進甚小平均增 20%，且完全由于區組間新知恢復之故，若用舊分析法14個試驗中反有9個不及隨機區組。自全部言其準確度約與隨機區組同，7×7與 9×9 格子方比隨機區組準確度約增25%，11×11格子方則增進50%，最高準度爲一瘠土 7×7設計之362%，新分析法 (R)比較舊分析法(I)增進之準確度平均25品種爲23%49品種爲15%，81品種爲10%，121品種爲 6 %。自一般言，吾人可知格形與格子方設計在品種數愈多時其準確度愈高，品種數愈少則準確度愈低，反不如用隨區組爲佳，又在土壤差異甚大之土地，格形設計，格子方設計必勝于普通隨機區組。新分析法因將混雜于不完全區組中之品種差異提出，故效率亦較高于舊分析法，尤以格子方設計爲然。

六、結　　論

田間試驗小區之排列式理論上雖宜隨機排列，在試驗地無系統差異時爲避免處理間競爭影響

計，則宜行平衡排列，隨機排列在實用上與正確性上並不勝于系統排列。

品種試驗品種數甚多在25以上時宜採格形，格子方或平衡不完全區組設計以增進試驗準確度新修正之格子方試驗分析法之效率亦高于舊法。

附 表

表(一) 邊行誤差 (Errors in border rows (Borden 1943)

$$\Sigma e=\Sigma\left[(X-\bar{X})-(\bar{X}t-\bar{X})-(Xb-X)\right]$$

第一群	區號	行號	產量	總平均(X)	處理平均(Xt)	區組平均(Xb)	誤差(e)
無氮行靠近高氮行	55	8	94	104	79	118	+1
	57	1	104	104	79	108	+21
	57	8	108	104	79	108	+25
	26	1	103	104	79	96	+32
	10	1	85	104	79	86	+24
	10	6	81	104	79	86	+20
	31	6	131	104	79	107	+49
第二群							
高氮行靠近無氮行	56	1	151	104	128	118	+9
	56	8	148	104	128	118	+6
	58	1	154	104	128	108	+22
	25	9	176	104	128	96	+56
	9	6	157	104	128	86	+47
	32	1	169	104	128	107	+38
第三群							
高氮行靠近高氮行	25	1	124	104	128	96	+4
	9	1	103	104	128	86	—7
	32	6	133	104	128	107	+2
第四群							
無氮行靠近無氮行	26	9	89	104	79	96	+18
	31	1	83	104	79	107	+1

Expected e $=2.01\times12.4=24.9$ tons. Sigmficant.

表(二) 排列式1—12處理機誤係數 T. E. C 之分佈 (Tedin 1931)

排列式 T. E. C	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	共計
0—5	4	3	4	6	3	6	7	1	6	4	3	1	48
5—10	21	14	7	6	7	13	11	4	9	12	15	15	134
10—15	8	9	15	7	21	13	5	12	5	10	16	7	128
15—20	12	23	7	17	13	12	15	19	10	16	13	12	169
20—25	9	10	12	11	9	13	15	10	16	12	10	9	136
25—30	9	9	13	5	9	18	10	12	17	14	12	16	144
30—35	9	7	8	13	8	5	9	6	9	8	8	12	102
35—40	8	4	10	4	2	4	6	9	5	6	4	4	66
40—45	4	6	5	4	7	4	5	6	6	1	—	5	53
45—50	3	1	4	9	4	2	5	3	4	6	2	2	45
50—55	1	1	4	2	2	1	1	6	1	1	3	5	28
55—60	1	3	1	4	3	—	1	2	3	—	—	3	21
60—65	1	—	—	1	1	—	1	—	—	1	2	—	7
65—70	1	—	—	1	2	—	—	1	—	—	1	—	6
70—75	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	1	—	2
75—80	—	—	—	1	—	—	—	—	—	—	1	—	2
80—85	—	—	1	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1
共計	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91	91	1092

y 平均	22.77	22.83	26.24	27.94	25.25	20,91	23.93	27.45	25.25	22.94	23.16	25.69	24.53
x_1	44.72	44.72	37.07	37.07	42.98	42.39	39.52	42.49	38.67	38.61	40.70	36.41	
x_2	0	0	16	16	5	5	8	6	12	10	8	13	

表(三) y依靠X_1之迴歸變量分析

變　異	自由度	平方和	變　量	Z	5%Z
類　內	1080	224294	207.7	0.8285	0.6729
類　間	11	4488	408.0		
迴　歸	1	1089	1089.0		
類間—迴歸	10	3399	339.9		
共　計	1091	228782			

表(四) y 依靠X_2而變之迴歸變量分析

變異來源	自由度	平方和	度量	Z	5%Z)
類　內	1080	224294	207.7	1.063	0.6729
類　間	11	4488	408.0		
迴　歸	1	1674	1674.0		
類間一迴歸	10	2814	281.4		
共　計	1091	228782			

表(五) 格形設計相對準確度之估計（百分率）

品種數	2×10穴區 恢復者	區組間新知 不恢復者	品種數	4×5穴區 恢復者	區組間新知 不恢復者
25	114	103	25	101	85
49	118	111	49	110	101
64	124	118	100	116	112
64	137	130	169	116	113
49	140	134	100	174	171
81	145	142	64	190	186
81	157	154			
49	179	175			
100	184	180			
64	190	196			
64	231	228			
64	238	235			
64	255	252			
169	291	260			
81	365	363			
平均	292	187			

表(六) 格子方設計相對準確度之估計

品種數 25		49		81		121	
R	I	R	I	R	I	R	I
98	71	104	86	111	99	122	115
100	68	112	97	112	101	134	127
105	78	114	100	114	102	137	131
109	81	114	100	114	103	144	138

	110	87	115	96	116	105	145	139
	111	88	116	100	120	106	151	146
	116	94	116	101	121	110	156	150
	119	98	117	103	122	110	164	160
	124	102	120	106	123	114	176	171
	136	117	120	107	124	114	192	185
	137	108	120	107	125	115	194	190
	140	130	124	109	128	119	257	254
	151	134	124	114	132	123	329	316
	195	180	129	113	135	126		
			133	121	140	124		
			134	121	140	130		
			142	122	152	140		
			148	136	164	156		
			153	144	178	168		
			163	152	212	190		
			173	163	223	213		
			210	197				
			462	455				
平均	125	103	147	133	138	127	177	171
試驗數	14		23		21		13	

R　區組間品種變量恢復者
I　區組間品種變量不恢復者

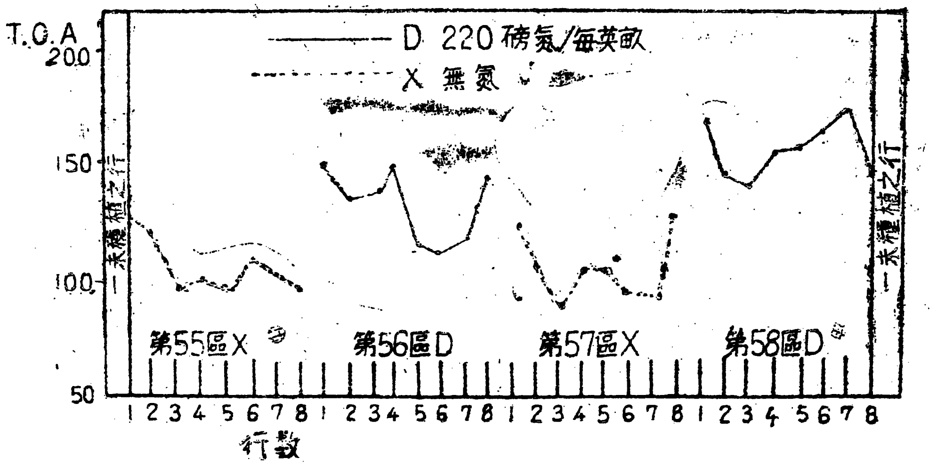
表(七)　不同設計之單區標率機誤百分率

Designs	25	49	64	81	100	121	169
Lattice square	7.88(14)	8.02(23)	8.33(1)	7.88(20)	—	8.12(12)	—
Triple lattice 2×10 穴區	5.31(1)	7.88(3)	8.02(6)	8.02(3)	8.02(1)	—	7.43(1)
Triple lattice 4×5 穴區	8.75(1)	7.95(1)	9.51(1)	—	7.95(1)	—	—

括弧內數字爲試驗次數

附　　圖

圖(一)



圖(二) 不同排列式之 5×5 拉丁方 (Tedin 1931)

arr.(1)

3	4	5	1	2
5	1	2	3	4
2	3	4	5	1
4	5	1	2	3
1	2	3	4	5

arr.(2)

2	1	5	4	3
4	3	2	1	5
1	5	4	3	2
3	2	1	5	4
5	4	3	2	1

arr.(3)

2	3	4	5	1
3	4	5	1	2
4	5	1	2	3
5	1	2	3	4
1	2	3	4	5

arr.(4)

1	5	4	3	2
2	1	5	4	3
3	2	1	5	4
4	3	2	1	5
5	4	3	2	1

arr.(5)

3	1	2	4	5
4	5	1	3	2
2	4	3	5	1
1	3	5	2	4
5	2	4	1	3

arr.(6)

4	3	1	5	2
1	5	2	3	4
5	2	4	1	3
2	1	3	4	5
3	4	5	2	1

arr.(7)

5	4	1	2	3
4	2	3	1	5
3	1	4	5	2
2	3	5	4	1
1	5	2	3	4

arr.(8)

3	2	1	4	5
5	4	3	1	2
4	1	2	5	3
1	3	5	2	4
2	5	4	3	1

arr.(9)

4	3	1	5	2
5	1	3	2	4
1	5	2	4	3
2	4	5	3	1
3	2	4	1	5

arr.(10)

1	2	4	5	3
2	5	3	1	4
5	3	2	4	1
3	4	1	2	5
4	1	5	3	2

arr.(11)

5	3	1	2	4
1	4	3	5	2
2	1	5	4	3
3	2	4	1	5
4	5	2	3	1

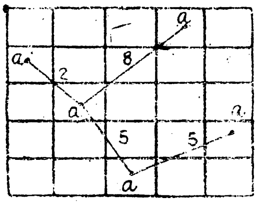
arr.(12)

4	5	2	3	1
5	2	3	1	4
2	4	1	5	3
3	1	4	2	5
1	3	5	4	2

接近指數X_2之計算 (Close neighborhood index)

在5×5拉丁方中抽提2×2方之可能方式有16個在每一2×2方若發現有同處理者，則作一分計十六次中無同處理過于一個2×2方者爲。

圖(三)



y=某排列式之平均 T. E. C.

則 by. X_1=—0.351

分佈係數計算法 (Calculation of the spreading Coefficient)

a 之分佈係數$=\sqrt{2}+2\sqrt{5}+\sqrt{8}=8{,}71$

圖(四) 平衡區組設計 (Gossets 1931)

G	H	E	C	A	第 I 區組
F	D	J	B	I	
H	J	D	F	E	第 II 區組
B	G	I	A	C	
E	I	A	G	D	第 III 區組
J	B	C	H	F	
C	F	B	I	J	第 IV 區組
A	E	G	D	H	
D	A	F	J	B	第 V 區組
I	C	H	E	G	

直行上每行僅有每處理一次，ADEFJ在每區組上部橫行發現三次下部橫行發現二次

BCGHI在每區組上部橫行發現二次下部三次

四處理八區組或兩拉丁方之平衡排列

圖(五)

				4
1	A	D	A	7
	B	C	B	
	C	B	C	
	D	A	D	
2	D	A	D	8
	C	B	C	
	B	C	B	
	A	D	A	
3	A	D		6
	B	C		
	C	B		
	D	A		

	自由度
區組	7
處理	3
機誤	21
共計	31

圖(六)

I	A	D	B	C
	B	C	A	D
	C	B	D	A
	D	A	C	B
II	D	B	C	A
	A	C	B	D
	B	D	A	C
	C	A	D	B

	自由度
橫行(3+3)	6
直行(3+3)	6
拉丁方	1
處理	3
連應	3
機誤	12
共計	31

圖(七) 3×3因子試驗排列爲四希臘拉丁方

A_1 A_2 A_3

B_1 B_2 B_3

X_1 X_2 X_3

希臘拉丁方 I

A_1	B_2	X_3
B_3	X_1	A_2
X_2	A_3	B_1

希臘拉丁方 II

B_2	A_1	X_3
X_1	B_3	A_2
A_3	X_2	B_1

希臘拉丁方 III

B_2	X_3	A_1
X_1	A_2	B_3
A_3	B_1	X_2

希臘拉丁方 IV

X_3	A_1	B_2
A_2	B_3	X_1
B_1	X_2	A_3

	自由度
希臘拉丁方	3
品種	2
氮肥	2
品種×氮肥	4
機誤	24
共計	35

圖(八) 4×3因子處理排列爲四平衡區組

A_1 A_2 A_3

B_1 B_2 B_3

C_1 C_2 C_3

D_1 D_2 D_3

I		II		III		IV	
A_1	B_3	C_3	D_1	C_1	B_3	A_3	D_1
A_2	B_2	C_2	D_2	C_2	B_2	A_2	D_2
A_3	B_1	C_1	D_3	C_3	B_1	A_1	D_3
D_3	C_1	B_1	A_3	D_3	A_1	B_1	C_3
D_2	C_2	B_2	A_2	D_2	A_2	B_2	C_2
D_1	C_3	B_3	A_1	D_1	A_3	B_3	C_1

	自由度
區組	3
品種	3
機誤(a)	9
主區	15
氮肥	2
品種×氮肥	6
機誤(b)	24
共計	47

圖(九) 三因子每因子有二平準排列為四平衡區組

處理	組合
A	$N_1+P_1+K_1$
B	$N_1+P_2+K_1$
C	$N_1+P_1+K_2$
D	$N_1+P_2+K_2$
J	$N_2+P_1+K_1$
K	$N_2+P_2+K_1$
L	$N_2+P_1+K_2$
M	$N_2+P_2+K_2$

	自由度
區組	3
N	1
P	1
K	1
N×P	1
N×K	1
P×K	1
N×P×K	1
機誤	21
共計	31

I		II	
A	C	D	B
J	L	M	K
K	M	L	J
B	D	C	A

III	
C	A
L	J
M	K
D	B

IV	
B	D
K	M
J	L
A	C

圖(十) 簡單格形設計

品種數 $V=k^2=81$

區組	X 群								
a	1	2	3	4	5	6	7	8	9
b	10	11	12	13	14	15	16	17	18
c	19	20	21	22	23	24	25	26	27
d	28	29	30	31	32	33	34	35	36
e	37	38	39	40	41	42	43	44	45
f	46	47	48	49	50	51	52	53	54
g	55	56	57	58	59	60	61	62	63
h	64	65	66	67	68	69	70	71	72
i	73	74	75	76	77	78	79	80	81

	Y 群								
a	1	10	19	28	37	46	55	64	73
b	2	11	20	29	38	47	56	65	74
c	3	12	21	30	39	48	57	66	75
d	4	13	22	31	40	49	58	67	76
e	5	14	23	32	41	50	59	68	77
f	6	15	24	33	42	51	60	69	78
g	7	16	25	34	43	52	61	70	79
h	8	17	26	35	44	53	62	71	80
i	9	18	27	36	45	54	63	72	81

隨機排列

	X								
c(1)	27	20	22	26	25	21	23	24	19
h(2)	67	64	72	71	65	68	70	66	69
g(3)	56	59	62	62	58	55	68	57	60
a(4)	4	9	3	7	6	1	5	2	8
f(5)	53	51	50	47	46	48	49	54	52
i(6)	78	73	80	75	74	77	79	81	76
b(7)	15	18	17	14	11	12	10	16	13
d(8)	28	35	36	29	33	34	30	31	32
e(9)	41	38	42	37	40	44	39	43	45

	X								
f(1)	69	15	78	33	51	24	60	42	6
d(2)	58	22	13	76	31	67	4	49	40
b(3)	29	11	20	2	47	74	56	65	38
e(4)	23	77	5	41	14	68	32	50	59
c(5)	3	75	21	12	66	48	39	57	30
i(6)	36	63	54	81	45	72	27	9	18
a(7)	64	73	10	37	1	46	55	28	19
h(8)	26	53	35	80	44	17	8	71	62
g(9)	70	61	25	43	34	16	52	7	79

圖(十一) 5×5均衡化方形

I					II					III					IV				
1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
2	3	4	5	1	3	4	5	1	2	4	5	1	2	3	5	1	2	3	4
3	4	5	1	2	5	1	2	3	4	2	3	4	5	1	4	5	1	2	3
4	5	1	2	3	2	3	4	5	1	5	1	2	3	4	3	4	5	1	2
5	1	2	3	4	4	5	1	2	3	3	4	5	1	2	2	3	4	5	1

圖(十二) 5×5格子方設計

第 一 重 覆

1	2	3	4	5
6	7	8	9	10
11	12	13	14	15
16	17	18	19	20
21	22	23	24	25

A

1	10	14	18	22
2	6	15	19	23
3	7	11	20	24
4	8	12	16	25
5	9	13	17	21

B

1	2	3	4	5
9	10	6	7	8
12	13	14	15	11
20	16	17	18	19
23	24	25	21	22

連合A與B而成第二重覆

1	10	14	18	22
23	2	6	15	19
20	24	3	7	11
12	16	25	4	8
9	13	17	21	5

C

1	8	15	17	24
2	9	11	18	25
3	10	12	19	21
4	6	13	20	22
5	7	14	21	23

D

1	2	3	4	5
7	8	9	10	6
13	14	15	11	12
19	20	16	17	18
25	21	22	23	24

連合C與D而成第三重覆

1	8	15	17	24
25	2	9	11	18
19	21	3	10	12
13	20	22	4	6
7	14	16	23	5

本 文 引 用 文 献

Barbacki, S. & Fisher, K. A. (1936)

A test of the supposed precision of systomatic arrange ments. Ann. Eugen. 7: 189.

Bartlett, M. S. (1937)

Some examples of statistieal methods of rosearch in agriculture and applied biology. Suppl. Jour. Roy. Stat. Soc. 4: 137-183.

Borden. R. J. (1936)

Studies in experimental technique. The b. alanced block arrangement of treatments. Hawaiian Pl. Rec. 40: 2: 113.

Borden, R. J. (1939)

A mddorn stetistical analysis for field experiments. The analysis of variance for simple factorial expeniments. Hawaiisn Fl. Rec. 43: 2: 73.

Borden, R. J. (1943)

Yield variation with special reference to border effect in field tests. Hawaiian Pl. Roc. 17: 4: 195.

Cochran, W. G. (1941)

An examination of the accuracy of Lattice and lattice square experiments on corn. Iowa Agri. Exp. Sta. Res. Bull. 289.

Cochran, W. G. (1943)

Some additional Lattice square designs. Iowa Agri. Exp. Sta. Ros. Bull. 318.

Cox, G. M., Eckhardt, R. C., & Cochran' w. G. (1940)

The analysis of lattice and triple lattice exoeriments in corn variety tests. Iowa Agri. Exp. Sta. Res. Bull. 281.

Fisher, R. A. & Mackenzie W. A. (1923)

Studies in crop variation II. The manurial respone of different potato vsrieties. Jour. Agri. Sci. 13: 3:311.

Fisher, R. A. (1926)

The arrangement of fieid experiments. J. Min. Agri. 33: 503.

Fisher, R.A. & Wishart.J.(1930)

The arrangement of field experiments and the statistical reduction of the resutts. Imp. Bur. Soil Sci. Toch. Comm. 10.

Pearsn. E. S. (1938)

Somo aspocts of tho Problem of randomizatipn. II. An illlustration of. Students. iuquiry into tno offect of balancingin agricultural experimenta. Biometrika 30: 159.

Student (1911)

Appendix to paper by W.B. Mercer and A. D. Hall on "The oxperimental error of field trials". Jour. Agri. Sci 4: 128.

________(1923)

on testing verieties of cereals. Siometriks 15: 271.

________(1931)

Yield trials. Encyclopedia of Scientific Ariculture. H. Hunter 2: 1342.

________(1936)

Cooperation in largs scale expsriments. Roy. Stat. Soc. Suppl. 3: 115.

________(1937)

Comparison betwesn bslanced and rand random arrang ement of field plots. Biometrika 29: 363.

Tedin, Olof '(1931)

The influence of syatematic plot arrangement upon the estimate of error in field eperiments. Jour. Agri Sci. 21: 191

Weissa, M. G. & Cox, G. M. (1939)

Balancod incomplete block and lattice square desig ns for testing yield difforonces among largo numnber of soybean varieties. Jowa Aari. Exp, Sta. Res. Bull. 257.

Yates, F.' (1933)a

The principles of orthog onality and confounding inreplicatsd experiments. Jour. Agil Sci. 23: 108.

Yates, F. (1933)b

The formation of Latin-square for use in fiald oxperiments. Emp. Jour. Exptl. 1: 235.

________(1936)

A now mothod of arrenling variaty trials involving large nnmber of Varieties. Jour Agri. Sci. 25: 424

________(1937)a

Afurthor note on the arrangement of variety trials: Quasi-Latin squares. Ahn. Eugnnics 7: 319.

________(1937)b

The design and ana lysis of factorial experiments. Tmp. Bur. Soil Sci. Tceh. Conm. no. 35.

Yates, F. & Cochran W. G. (1938)

The analysis of groups of experiments. Jour. Agrl. Sci. 28: 556- 580.

Yates, F. (1939)a

The comparative advantages of systomstic and randomized arrangements in the design of agricultural and biological experiments. Biometriks 39: 440.

__________(1939)b

The rocovery of inter-block information in variety trlials arranged in three dimensional lattices. Ann. Eugenics 9: 136.

__________(1940)a

The recovery of inter-block information in balanced incomplete block designs Ann. Eugenics 10: 317.

__________(1940)b

Lattice squares. Jour. Agri. Sci. 30: 672.

汪厥明(1941)多品種比較試驗之理論與實施廣東稻作第四期

第一　關於系統排列和逢機排列之問題：本人是贊成逢機排列的，關於 Borden 氏之說．甘蔗試地之土壤差異多爲斑點式之分佈而非遞差式之分佈的，……又謂計劃書田間排列雖爲規則．但試驗地土壤變異爲隨機的，實無再加人工隨機之必要，故計劃書上之規則排列實即爲土地的隨機排列云云……鄙人有一點子疑問，Borden 氏之說（惜未覩其全豹）由文字上看來：似乎「斑點式」就是「隨機式」，如若眞果這樣說，這話似乎太籠統一點兒，機差性質有的是常態的，有的是偏歪的，有的二項分布的，還有是卜瓦松分布的，而田間試驗機差統計學者概認爲常態的，吾人要逢機排列，顧慮的是試驗機差，務必要使牠發揮逢機的性質，在通常逢機區集試驗及其他類似的設計，所謂機差平方和是受土異和處理（或品種）之交互作用的影響，所以處理排列亦得逢機排列減少偏性（Bias），普通實地試驗結果逢機排列與系統排列之得失互見，該問題是很複雜的，以實驗地所得之表面上的（apporent）結果不能卽無條件地斷定爲逢機和系統的一樣地好或不好或者後者優於前者，實地所得之結果要看所在環境（大部是土地之適否問題）及試區設立之適否有很大關係，有時還與統計分析方法之適當否有關係，如不管這些事情，僅論表面的結果也許得不到正確之結論。

第二　看 Borden 氏之結果，似乎牽涉到該氏所用統計方法之適否問題「爲證明有無邊際影響作以下統計分析，各單區除去邊行每邊一行後之內部各行（以後簡稱裡行）共有54行，用以計算機誤總變量，除去處理與區組變量所得標準差爲12.4 tons．以此爲乘「t」值得24.9噸任何一邊行之誤差若大於24.9吾人可認爲非由於機會而由於邊際影響邊行差誤之求法，先以一邊行產量減54行之總平均產量，由餘數中再減去由于某處理及某區組之變異，卽得該行之誤差（另觀附表）

Expectede $= 2.01 \times 12.4 = 24.9$ tons, $t = 2.01$)

$\Sigma e = \Sigma[(X-\bar{X})-(\bar{X}t-\bar{X})-(\bar{X}b-\bar{X})]$, $e = X-\bar{X}t-\bar{X}b+\bar{X}$, X＝邊行產量，

$\bar{X}$＝總平均 $\bar{X}t$＝某處理平均 $\bar{X}b$＝某區組平均」(以上引用孫先生之所述）看以上之一段記述，得到下列數條觀念：

(a) 由54行裡行計算總平均 104及標準機差＝12.4標準機差是由機差總變量除去處理與區組變量所得其自由度Borden氏所定若干，雖孫先生未提及但查 Snedecor 氏F及t表與P＝05相當之t值，n=45，t=2.008，n=60，t=2.000 總在45——54之間蓋會用2.01×124=24.9之故也

(b) 邊行機差 e 是用 $e = X-\bar{X}t-\bar{X}b+\bar{X}$ 計算孫先生曾提及總平均由54裡行計算但未提及 $\bar{X}t$ 及 $\bar{X}b$ 之計算法，總之邊行 並未參加總平均之計算似係事實，

(c) 每單一邊行收量一一與24.9＝2.01×12.4比較較大者為顯著較小者為不顯著，由以上幾點看出下列幾個可疑之點。

(一) Borden 所用之變方分析法不明白，因此不知機差變方和處組，區集兩變方如何分離的？標準機差之自由度是如何定法的？

(二) 邊行機差 用 $X-\bar{X}t-\bar{X}b+\bar{X}$ 計算；該公式應有 $X-\bar{X}t-\bar{X}b+\bar{X}=\Sigma-\Sigma t-\Sigma b+\Sigma$ 之內容（Σ Σt Σb 及 Σ 是隨附於 X $\bar{X}t$ $\bar{X}b$ 及 $\bar{X}$ 等發生之機差）而不能只以單純的 e 表得出來的，如此則所謂邊行機差不僅包含發生於其自身之機差此外尚含有裡行之機差

(三) 而況邊行X 並未參加總平均 $\bar{X}$ 之計算，那末所謂邊行機差除包含裡行機差之外，還有與裡行有關之土異影響在內，由此觀之，假若有邊際作用的話，所謂邊行機差不但包含邊際影響及自身之機差兩者而已，還混有裡行之機差並受裡行土異之影響，以如此之邊行機差測驗是否有邊際影響，其正確性之如何不言而可喻矣

(四) 在上已述及所謂邊行機差至少有 $(\Sigma-\Sigma t-\Sigma b+\Sigma)$ 之內容，其自由度也許是為分數，因未見原文不好斷定，但總不是自由度＝1因此不能由t法來測驗，因t大有下列關係：

$$t=\sqrt{F}=\sqrt{\frac{\text{一自由度之均方}}{\text{n自由度之均方}}}$$

(五) 而況同類之變值至少有二個（如第四群）多則達到七個（如第一群），Borden 氏為何不利用全群之變值（variates）而一個一個地比較，單一變值也許變異得很大，也許很小，所以容易陷於誇大，或過小之弊

(六) 假若裡行之標準機差之自由度能知道，鄙人還可提議一個邊行與裡行比較法還有其他種種從略，不過以上是重要的幾點，秉諸「為人謀而忠」之宗旨不揣冒昧而說出如何之處尚乞指教，鄙意邊際及競爭作用確應注意，但不可因此犧牲逢機性。

汪厥明

臺灣膠蟲一年之飼育經過

鄭 鳳 瀛

一、前 言

膠蟲 Laccifer lacca Kerr 乃分泌蟲膠 (Shellac) 之工業益蟲，分佈於亞細亞大陸之東南部，印度，暹羅，安南，緬甸等地培養至盛，其分泌之蟲膠爲工業重要原料，如留聲片，電氣絕緣體，各種器具塗劑等之製造，均有賴之。全球年產約 32100噸，(1924至1934年之平均數)印度產量佔總產量89.3%爲重要輸出品之一，印度農民多營此業謀生，政府不惜巨資設所 (Indian lac Research Institute)研究，蟲膠事業日見興盛。

膠蟲之輸入本省，歷史悠久，1912年藤井氏自印度輸入，培養於高雄縣鳳山鎮，後因暴風毀折寄主而不果。1915年本所曾自印度輸入種蟲飼育於臺北，逾年卽因天敵侵害全遭滅亡。1937年田中長三郎氏復自印度輸入種蟲，惟抵臺後因生長不適而死。1938年佐藤致孝氏提倡由暹羅輸入，1939年大屋源幸氏自暹度輸入，惜因方法缺佳而未果。1940年，前本所高橋良一氏承日本蟲膠製造株式會社之助，自暹羅航運及空運輸入本省，經兩年之飼育已告成功，惜因戰事影響1943年起停止工作，而輸入之膠蟲經數年之天然及人爲之摧殘漸趨滅亡矣。

筆者1946年調查本省各地膠蟲培養狀況之結果，中部及南部如嘉義鳳山之膠蟲早經消滅，寄主樹木亦已砍伐無遺，幸臺北本所及林士支所尙殘存少量之種蟲，1947年繼續繁殖並就該蟲在臺北一年之生活經過記述如後。

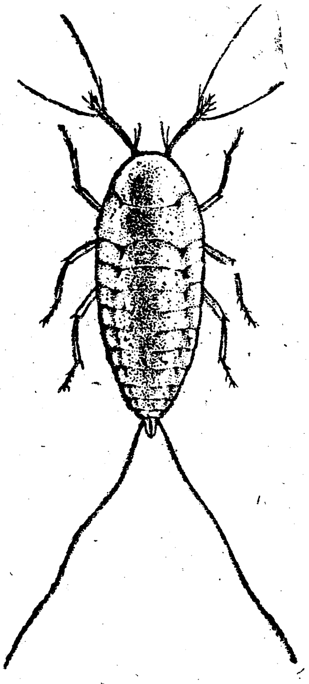
二、生 活 史

暹羅之膠蟲，每年兩世代，雌蟲經三齡之幼蟲期而變成蟲。雄蟲經二齡之幼蟲期，前蛹期及蛹期而變成蟲。於每年 5 月及12月至翌年 1 月孵出。1940年高橋良一氏自暹羅輸入本省之膠蟲，以雌成蟲越冬。1941年1月1日至 2 月上旬第一世代幼蟲孵出，期殆與原產地無異，此時臺北氣溫甚低，細雨連日，且東北風甚强，故第一齡幼蟲死亡率達95%其獲生存者 4 月下旬至 5 月上旬變成蟲， 6 月下旬至 7 月中旬第二代幼蟲孵出，此時氣溫高而風少，故生育良好。至1942年第一代幼蟲之孵出期延至 2 月初惟 2 月氣溫仍低，風雨仍多幼蟲死亡率尙大，據高橋良一氏稱膠蟲能於 1 至 2 月最低溫期由成熟之雌蟲度過，第一齡幼蟲於 3 月間及 6,7 月間孵出則最爲理想矣。

筆者於1947年 1 月起對膠蟲第一齡幼蟲之孵出期及孵化現象時加注意，惟該年 1 月至 3 月底均未見有孵化，至 3 月下旬起膠蟲之膠殼後區呈黃色之半透明斑點 4 月初始見有幼蟲逸出，此孵出期與高橋良一氏8942年之記錄相差兩月，而自 4 月起氣溫漸增至20°C 左右且多爲微風之晴日，故孵出之幼蟲，欣欣向榮，死亡率在10%以下，可見輸入之膠蟲已完全適應於臺北之氣候矣。

玆將膠蟲各齡變態經過詳載如下：

第一齡雌雄幼蟲（圖一）



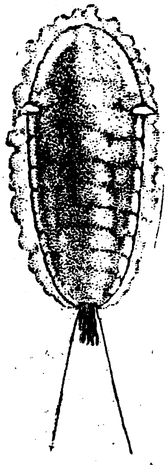
圖（一）
孵出之雌雄幼虫
（高橋氏原圖）

圖（二）
示單式縱掛法圖

筆者於1947年3月底將士林支所荔枝樹 (NePhelium litchi C-amb)上之種蟲連枝採下，選出優良健康者截成長6吋左右之種枝計重近10磅，分別用單式縱掛法繫於多種之寄主樹上，使種蟲枝與寄主枝二者密接（圖二），4月3日起每於晴天之日間氣溫62.5°—65°F 時，即見第一齡幼蟲離母體湧出，沿枝條向上魚貫爬行，其速度每分鐘行38—59mm. 各蟲爬行之距離遠近不等，最遠可達3m. 幼蟲俟選定適當之寄生部位後，即賴其觸角及末端長毛之感覺，使各蟲間保持一定之距離而群集靜止寄生之密度每兩蟲佔1平方mm之面積其群體大小不定，由數個至數萬個不等，但往往雌雄混合，雄者約佔30%，雌者佔70%靜止後觸角伸向後方，藏於蟲體下部，胸足同時縮於體下，其口吻則刺入植物表皮內，吸收樹汁，除雄成蟲外，終身不離其寄生部位。幼蟲對寄主之寄生部位並無特殊之選擇能力，但枝條表面平滑之寄主較適，且多選直徑1至3 cm之新枝（視各寄主不同而異）而寄生於西南向之側面。

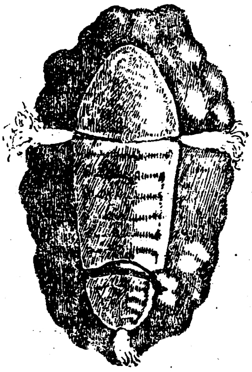
本年第一代一齡幼蟲之孵出期，自4月3日起直至5月13日止，其間以4月中旬孵出最盛，幼蟲初孵出時體長約0.5mm，寬0.3mm，觸角6節其第5節具長剛毛三條，足常形，呼吸板(brachial plate) 顯著，每一呼吸板具呼吸孔 (brachial pores) 6至12枚，氣孔2對，其體背面被薄層之蠟質膜，其腹部第9節之肛環 (Anal ring) 具剛毛6條，肛環兩側具長剛毛一對。靜止後數日，即開始自其肛孔 (anus) 及呼吸板分泌少量之白色絲狀蠟質物（圖三）靜止約15日後其體之周圍開始泌出少量之蟲膠，約19日後，其蟲體腹部第4至第5環節之背面呈一溝狀之橫裂

，使其腹節背板分爲前後兩部，更一二日後，蟲體胸部背面亦生一較狹之溝狀橫裂，雌者不甚明顯，而雄者則甚清晰，斯時蟲體已開始脫皮而爲第二齡矣。



圖（三）
第一齡幼虫
靜止後數日狀
（高橋氏原圖）

第二齡雌幼蟲（圖四）

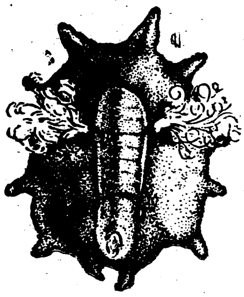


圖（四）
第二齡雌幼虫
（高橋氏原圖）

4月30日起大部雌幼蟲脫皮而爲第二齡期，此時蟲體較厚，體之環節不顯，體長0.625—0.675 mm. 體寬0.5—0.62mm，觸角退化，由3節構成，其寬度較長度爲大，足退化，環節不明，大小與觸角同，其末端尖小其呼吸板呈圓形，骨化較甚，其呼吸孔增至40—50枚其腹部第9節肛環之剛毛增至10條，惟長剛毛經已消失，自第二齡幼蟲起不斷自肛孔及呼吸板大量分泌白色蜡質物。

第三齡雌幼蟲（圖五）

5月15日起，雌蟲蟲體大部變橢圓形，其寬度增至0.75mm. 長度達1mm，其呼吸板具多量之呼吸孔，足與第二齡者相同，此時其體之四周生出6對明顯之分泌物，並自其呼吸板及肛孔泌出多量之白色蜡質物使軀體呈白色，5月28日，大部之蟲體成長，體呈圓形，體背中央之後部具一明顯之刺，穿過膠質殼而突出於外部。

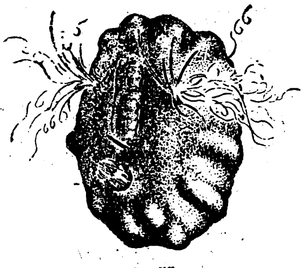


圖（五）
第三齡雌幼虫（高橋氏原圖）

雌成蟲（圖六，圖七）

5月末，大部之第三齡雌蟲脫皮而爲成蟲，此時蟲體扁平，長約2mm，泌膠之量大增，體背之刺狀物亦爲蟲膠所埋沒，蟲體前部及後部之分泌物常呈一個不規則之突出，此時呼吸板及肛孔繼續泌出白色之蜡質物。

6月下旬至7月中旬雌成蟲大部成長，體長5—8mm，其胸部之前氣門移向體之後部，後氣門移至近腹末之位置，其氣門突起(brachium) 隨蟲之成長而增大。



（六）雌成虫之幼期（高橋氏原圖）

雌成蟲近成熟時，蜡質之分泌大減，其蟲膠分泌物之表面因乾燥而發生裂溝。

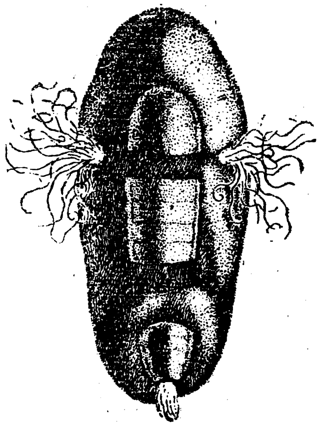
7月下旬起，膠殼內之雌成蟲體突縮小，致蟲體與膠殼間形成空穴，並產卵於其穴內，卵呈卵形，長約0.56mm.，寬約0.28mm.，卵數由360枚至1300枚不等平均爲747枚，此時自膠殼之後區現黃色之半透明斑點，越1週至旬後幼蟲即開始孵化離母體

矣。自孵出後母體漸形乾枯而死亡。

(圖七)
雌成虫之末期
(高橋氏原圖)

第二齡雄幼蟲(圖八)

第一齡雄幼蟲脫皮後二至三日，其體之前端部向前突出使蟲體變爲細長形，體長達1.176mm.，其背面之狀橫裂更寬，並有二三之小橫裂出現，此時蠟質物之分泌減少包裹其體之膠殼呈黃色，蟲體背面之後端形成圓形之蓋(operculum) 其內之幼蟲逐脫皮變爲前蛹。



圖(八)
第二齡雄幼虫 (高橋氏原圖)

雄前蛹及蛹(圖九)

雄之前蛹及蛹期均於膠殼內度過，大部之前蛹於5月25日至30日出現6月上旬多爲蛹期，前蛹及蛹期合計約13日，前蛹及蛹並不分泌絲狀之蠟質物，蛹殼呈狹長形，其長度約等於同時之第三齡雌蟲體長之1.5，倍。

前蛹體長約1.3mm. 口器缺如，觸角粗大，由6至8節構成足稍較觸角爲長，粗壯，由5節合成，腹之末節具小剛毛三對，腹末突出物之長度較寬度爲短，翅芽缺如。

蛹體長1.3—1.6mm.，其觸角較前蛹狹長，由8或9節構成，足細長，脛節及跗節具一位於端部之小刺，腹末之突出物顯著，較前蛹者爲長，其末端漸狹，具鈍形之頂，有翅型之蛹，帶具翅芽一對

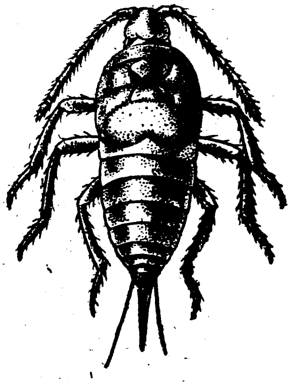
6月中旬起雄蛹之圓形蓋半開，其成蟲體末一對長達，0.85mm.，之絲狀蠟質物向外伸出，雄成蟲靜止一日後，即自蛹殼後端之圓孔倒行外間逸出，其蛹殼多附於雌蟲所泌之膠上，亦有隨風雨而脫落者。

(圖九)
雄前蛹及蛹之外狀
(高橋氏原圖)

雄成蟲 (圖十圖十一)

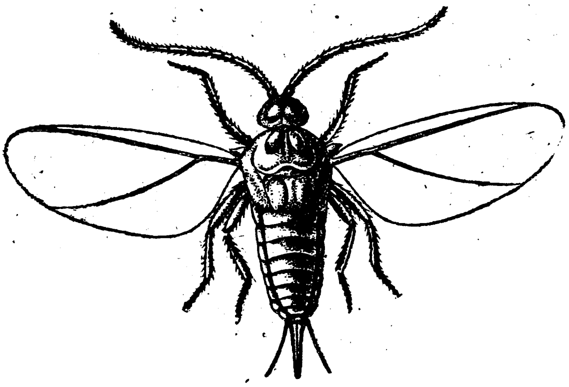
6月中下旬大部之雄成蟲羽化，羽化時間多於午前，雄蟲逸出後即徘徊於附近枝條上，常撓起其腹末之一對絲狀蠟質物，並將其陽具鞘 (Penis sheath) 末端接觸枝之表面而爬行，俟發現適當之雌蟲時，即爬於雌體上，其陽具鞘插入雌蟲之肛孔而行交尾，交尾之時間2或3分鐘不等，多於日間舉行，每一雄蟲常舉行交尾數次以上，雄蟲之壽命爲1至4日。

雄蟲有二型，即有翅型及無翅型，通常有翅型極少見，雄成蟲體長1.27mm.，觸角細長，0.69mm.，由8節構成，口器缺如，足細長，各節均具細長剛毛，脛節具刺狀剛毛兩條，跗節具節具長而鈍形之剛毛兩條，爪單一，缺齒，腹之末節位於陽具鞘之基部處，具突起之泌腊孔群一對，此即爲泌出長形絲狀蠟質物之部位也。又此部位附近尚具較長之剛毛2對，及較短之剛毛3對，陽具鞘長形0.38mm.，其腹面基部具一對之小剛毛群，每群計剛毛7條。有翅形之雄成蟲具長2.5—2.9mm.，之膜質翅一對。



圖(十)
無翅型雄成虫
(Neqi 氏原圖)

臺灣膠蟲1947年第一世代自卵至成蟲止，歷期約110日，其經過如下：卵期約10日（自3月下旬起至4月上旬止），第一齡雌雄幼蟲孵出期極不均一，長達41日，（4月3日至5月13日均有孵化）而以4月中旬孵化最盛，第一齡幼蟲期約20日（4月12日至5月2日），第二齡雌蟲期共16日（4月30日起至5月16日），第三齡雌蟲期約13日（5月15日至5月28日），雌成蟲期約55日（5月25日至7月下旬），其詳細經過已如上述，至第二世代之歷期自卵至成蟲止，歷期約225日，其經過如下：卵期約8日（7月14日至7月21日），第一齡雌雄幼蟲孵出期長達35日（7月22日至8月26日）而以8月上旬孵化最盛，第一齡幼蟲期約15日（7月30日至8月13日），第二齡雌幼蟲期約6日（8月14日至20日）第三齡雌幼蟲期約13日（8月21日至30日），雌成蟲期約200日（8月31日至翌年3月下旬），其習性及形態之變化與第一世代大同小異，茲將其本年之生活經過及歷年之記載圖示，以作比較如下（圖十二）：



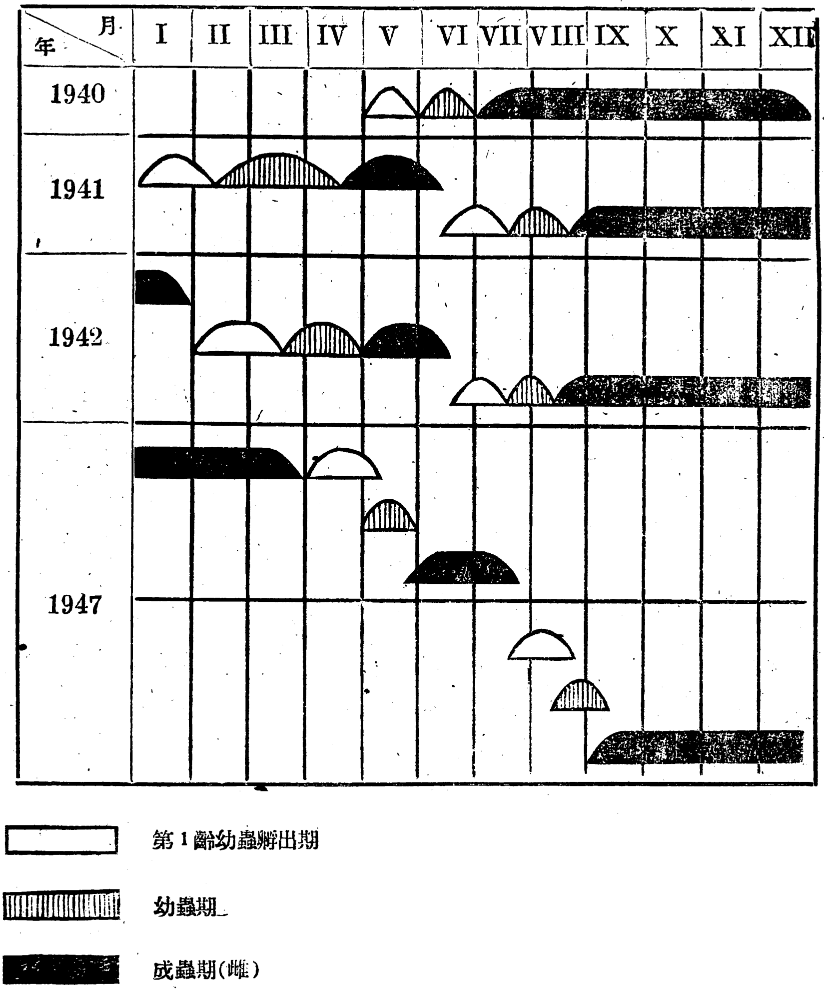
圖(十一)
有翅型雄成虫
(Neqi 氏原圖)

第一世代雄蟲卵之孵化及第一齡期與雌者相近，其第一齡幼蟲期約20日（4月12至5月上旬），第二齡幼成期約23日（5月2日至24日），前蛹及蛹期約14日（5月25日至6月7日），成蟲期約2至4日，其經過已如上述，至第二世代卵之孵化及第一齡期與雌蟲相近其第一齡幼蟲期約15日（7月30日至8月13日），第二齡幼蟲期約9日（8月13日至22日），前蛹及蛹期約7日（8月22日至18日），成蟲期約3至8日，其習性及變態與第一世代同。

三、寄主植物

膠蟲可寄生於多種之熱帶植物上按 P. M. Glover 氏之記錄可供寄生之寄主，共12科28屬65種。高橋氏於臺灣試用之寄主共19種，分隸於豆科 (Leguminosae)，桑科 (Moraceae)、無患子科 (Sapindaceae) 及鼠李科 (Rhamnaceae) 中，就中認爲優良者計5種。茲將本年試驗結果，附記如下：

1, Nephelium litch Camb 荔枝(無患子科)——本種爲喬木果樹，產於臺灣，其劣等品種可供飼育膠蟲，幼蟲寄生後死亡率極低，新舊枝條均可寄生，本年7月收獲時蟲膠之厚 5—8mm，



(圖十二)

膠虫輸入後歷年飼育與本年飼育生活史比較圖

爲本省優良寄主之一。

2, Zizyphus jujuba lam. 棗仔(鼠李科)——本種爲喬木果樹，產於臺灣，雖徑粗達32mm，之枝條，幼蟲亦可寄生，但以寄生於新枝條上者爲多，寄生後幼蟲絕少死亡，本年7月收獲時，新枝所產之蟲膠厚達8mm.，舊枝則在5mm. 以下，每年2月間剪枝後至6月底則可得多量之新枝以供掛飼用，爲優良寄主之一。

3, Butea frordosa Roxb 大葉豈 (豈科)——本種乃自印度輸入，臺灣罕見，膠蟲幼蟲寄生後，絕少死亡，本年7月收穫時蟲膠之厚達8.8mm.，舊枝新枝及葉柄均可寄生，爲優良寄主之一，但該樹在臺北數年不結實，插枝亦不生，繁殖殊困難。

4. Samanea saman 美國合歡(荳科)——本種屬喬木，自暹羅輸入，臺灣罕見，在臺北多季落葉，不結種實，膠蟲幼蟲寄生後，絕少死亡，新舊之枝均愛寄生，本年7月收穫時蟲膠之厚達7—9mm.，為優良寄主之一。

5. Cajanus cajan Mill. 樹荳(荳科)——本種乃矮生灌木，盛產於臺灣，臺南山地栽植尤多，膠蟲幼蟲寄生後絕少死亡，本年7月收穫時，蟲膠厚達8.5mm.，為優良寄主之一。本種為淺根性植物，易受暴風吹倒，應用時必須時加培土。2月播種後至6月下旬即可掛蟲，至翌年3月即可採種以為繁殖。

筆者本年除將高橋氏認為有希望之寄主掛蟲繁殖外，尚選近緣之植物24種以作飼育試驗，結果得可供利用之新寄主1種，玆略述如下：

6. Machilus zuihoensis Heyata 香楠(樟科)——本種為喬木，產於臺灣，蟲膠寄生後生長正常，本年7月收穫時，蟲膠厚6—7.5mm.，新舊枝條均可寄生，為優良寄主之一，可用種子繁殖。

高橋氏認為尚須研究之寄主經筆者本年試驗，認為成績尚好者4種如下：

7. Acacia sunclra (Roxb.) Dc. 蟻樹(荳科)——本種乃矮生灌木，自印度輸入，臺灣罕見多季落葉，4月中旬出新芽，膠蟲幼蟲寄生於新枝後生育正常，舊枝不喜寄生，本年7月收穫時，蟲膠厚達7.5mm.，可用插枝繁殖，12月下旬插枝，1月底即發新芽，7月可供膠蟲飼育用。

8 Euphoria longana lam. 龍眼(無患子科)——本種為喬木果樹，產於臺灣，膠蟲幼蟲寄生後，大部生育正常，間有變黑而死亡者，其原因尚未明瞭，本年7月收穫時，蟲膠厚達6mm.。

9. Ficus wightiana 烏榕(桑科)——本種屬喬木，產於臺灣，膠蟲幼蟲寄生後死亡率約10%，大部生長正常，本年7月收穫時，蟲膠厚達5.5mm.，本種可用插枝繁殖。

10. Paliurus ramosissima Poirmm. 烏刺仔(鼠李科)——本種為矮生灌木，盛產於臺灣，農家多植以為生籬，膠蟲幼蟲寄生後死亡率約15%，本年7月收穫時，蟲膠厚5—7mm.，尚稱良好本種繁殖極易，每年12月下旬插枝於溫室內，1月底即有新枝發出，7月中可供第二世代膠蟲飼育用。

除上述寄主外，尚有不甚理想之寄主5種，此等寄主飼蟲以後，雖有一部幼蟲生育正常，但往往有中途死亡者，於產膠量影響殊大，幼蟲死亡原因未明，此等寄主如下：

11. Ficus retusa 榕樹(桑科)——本種為喬木，盛產於臺灣，膠蟲幼蟲寄生二旬後即有死亡現象，其獲正常生育者約30%，本年7月收穫時，膠蟲厚達5.2mm.。

12. Ficus sp.印度榕(桑科)——本種為喬木，自印度輸入，膠蟲幼蟲寄生後，生育尚佳，一月後，即續有死亡，其獲正常生育者，約40%，本年7月收穫時蟲膠厚達4.5mm。

13. Albizzia lebbek Benth. 緬甸合歡(荳科)——本種為喬木，產於臺灣，膠蟲幼蟲寄生後，不及一旬，即續有死亡，其獲正常生育者在10%以下，本年七月收穫時，蟲膠之色特淺，厚度4.mm.以下。

14. Dalbergia sissoo Roxb 印度黃檀（荳科）——本種為喬木，自暹羅輸入，臺灣罕見，蟲膠幼蟲寄生後一月，即見大部死亡，其獲生育正常者約10%，七月收穫時，蟲膠厚達6.5mm.。

15. Dalberqia latifolia 暹羅黃檀（荳科）——本種為喬木，自暹羅輸入，臺灣罕見，膠蟲幼蟲寄生後40日許，無論寄生於新枝或舊枝，均有死亡，其獲生育正常者約20%，七月收穫時蟲膠厚達7mm.。

蟲膠之寄主試驗，本年以人力物力缺乏，尚未能搜集多量之近緣植物詳加試驗，上列各寄主中一部為經營用之果樹，不宜於犧牲果產移作飼蟲，如荔枝，龍眼棗仔等是。一為外地輸入之植物，以氣候不適其繁殖能力不强，又未經臺灣各地試植，未能作推廣之用，如大染荳，美國合歡蟻樹，印度黃檀是，至香楠等喬木之木材可供利用，亦不宜專作飼蟲用，此外飼育結果最優者首推樹荳，其優點除絕對適應膠蟲寄生外，尚能繁殖迅速，栽培粗放，實為膠蟲園之理想寄主。惟本省風災甚厲，應用此植物以為寄主時，必先栽植圍籬於東北面，並於栽植後，時加培土或竪支柱以防風患，至野生之鳥刺仔飼育成績亦佳，且性質堅硬而具刺，宜於充作膠蟲園四周之生籬用，並可附帶飼蟲也。

四、天　　敵

暹羅膠蟲之重要天敵計有二種卽嚙膠夜蛾 Eublemma cumabilis Moore 及黃色小蜂 Tachardiaephaqus tachardiae Howard 是，前者屬鱗翅目夜蛾科（Noetuidae）其幼蟲潛入膠蟲群中作一孔道而侵食，不特減少膠蟲之收量，且可抑制膠蟲之繁殖。1940年12月輸入臺北之膠蟲亦附有此夜蛾輸入，故1941年4月卽出現於臺北，幸其為害踪跡明顯，不久卽全數消滅後者屬膜翅目。

(Eneyrtidae) 科，其成蟲產卵於膠蟲體內，故輸入時隨膠蟲一拌運入臺北；1940年繁生甚厲輸入之膠蟲，幾因而滅亡，1941年曾將全部膠蟲剪下，以鐵絲網（孔之大小約為平方0.5mm.）阻其寄生蜂之逸出，經二年之處理始告絕跡。

筆者於本年培育膠蟲，幸未見原產地天敵之發現，但本年第二世代之膠蟲間有受一種夜蛾 Eublemma roseonlrea Walk 之幼蟲鑽入膠蟲群中而侵食蟲體，其為害率雖甚微少，但倘不加防治則影響殊大。該蟲乃本省野生介殼蟲Laccifer greeni Chamb之重要天敵，1941年4月中下旬曾於嘉義大量發生，將該地試育之膠蟲，全數消滅。在臺北為害膠蟲本年尚屬首次發見。

此夜蛾成熟之幼蟲體長達14.5mm.，體色乳白而帶灰色，全體環節以三胸節最寬，就以中胸節為甚，第6腹節起卽向後漸形狹小。頭部黑褐色，頭之後部一部縮入於前胸內，頭之背兩側具圓形，單眼六個，觸角短小，由二節構成上顎骨化甚厚，黑色，具鈍齒4枚，下顎之基節(Cardo)由三骨化片成主片，(Stripe) 一部分呈膜質，其頂端具單一之顎葉（maxillary lobe）及由三節合成之下顎鬚（maxillary palpi）。第一胸節之背面具一對黃褐色之骨化片，胸足三節，頂端具單一之爪，腹足甚退化，共三對，各位於第五第六及第十節上，每一腹足具排成橫列狀之鉤爪ソ枚。

幼蟲自卵孵出後，即鑽入膠蟲群內，以絲結集蟲糞及膠殼碎屑，製成長10mm，之橢圓形被蓋，匿居於中，專以膠蟲爲食，本年9月下旬起即見其幼時蛹化，經半月後即羽化爲蛾矣。

對該蟲之防治，經試用水浸法，結果浸水中一週幼蟲即完全死亡，故蟲膠收穫後，應全數浸入冷水中，使夜蛾完全消滅，因蟲膠精製時亦必需經水浸以脫顏色，水浸防治法對產品絕無影響也，如水浸不便，可用二硫化炭作燻蒸毒殺，每10平方尺之空間用二硫化炭1安士即可。至充繁殖用之種蟲則於掛飼前必需細加選擇，見有夜蛾即應消滅之，又膠蟲園附近不應有野生介殼蟲 Laccifer greeni Chamb 之存在。

五、收　　量

蟲膠之收量，常受種蟲之優劣，寄主之適否，天候及，天敵等因子之影響。據高橋氏1942年之觀察在臺北第一世代(2月至6月)膠蟲之產量爲蟲膠之2—6倍，即掛重1克之種蟲可收1至6克之蟲膠（未精製者）。因2月時幼蟲受風雨摧殘死亡率大，故收量甚低，第二世代（6月至翌年2月）膠蟲之產量爲5—30餘倍，此收量較印度爲高，因氣候適宜，且無天敵寄生所致。筆者曾於本年4月上旬選樹荳2株掛蟲24.5克（幼蟲孵出後除枝之重量）至7月下旬收穫時共得573.52克（幼蟲未孵出時除枝之重量），即本年第一世代（4月至7月）之產量達23.34倍，此數字與高橋氏相差頗大，因本年膠蟲已適應臺北之氣候，孵化期延遲，幼蟲死亡甚少，故產量增加也。本年第二世代膠蟲孵出時，筆者曾選多量之樹荳，分別接種已知量之種蟲，詳作試驗不幸於8月29日颱風大作致多量試驗用之樹荳夭折而不果，茲就其殘餘者數株，截至本年11月下旬記錄其產量如下：表。

樹荳株數	接種用種虫重量(克)（幼虫孵出後除枝之重量）	收穫量(克)（收穫後除枝之重量）	倍數	飼育期間	備註
2	24.50	573.52	23.34	1947年4月至7月第一世代	膠虫之分泌
1	9.13	76.20	8.345	1947年7月至11月第二世代	尙有4月直
3	15.40	287.82	18.68	1947年7月至11月第二世代	至翌年3月底止
2	11.82	269.86	22.83	1947年7月至11月第二世代	

由上表可知第二世代膠蟲經4月之飼養後，其產量爲所用種蟲之8—22倍，與第一世代之產量相差不遠，惟第二世代自11月後其雌成蟲尙繼續泌膠，直至明年3月底止，此期間之泌膠量如何，尙未確定。總之蟲膠之收量尙有待他日精密之試驗，但第一世代之收量，絕不致爲1941年試驗結果之低，可斷言也。

六、結　　論

（1） 膠蟲 Laccifer laeca Kerr. 具有適應其近似氣候之能力，故國內熱帶及亞熱帶地方大有輸入試營之可能性。

（2） 膠蟲卵之孵化期甚長，必須設法控制之，使其孵化期縮短而劃一，以便接種。

（3） 膠蟲在本省之寄主植物中以樹荳 (Cajanus cajan Mill) 爲最適宜，但栽植之前，須設生籬，掛蟲後必須培土，以防風患。

（4） 膠蟲之原產地天敵在本省已絕跡，但易受夜蛾 Amabilis roseonirca Walk 侵害，此蛾原爲 Laccifer greeni Chamb. 之天敵。在臺北移害於膠蟲，本年爲首次發見，應嚴加防治。

（5） 膠蟲因已適應於本省氣候，故其第一世代之產膠量已提高，較1941年時增加 38.83 倍，第二世代產膠量則與1941年時相近似。

本所出版農報介紹

第一卷 第一期

發刊詞……湯文通
臺灣之農業政策……趙連芳
臺灣作物栽培問題……徐慶鐘
關于稻品種之系統發生分化之研究……岡彥一
臺灣蓬萊稻改良之歷史及檢討……磯進三

第一卷 第二期

現代生物統計學之內容概要……汪厥明
臺灣土壤肥料問題……德岡松雄
本所之稻作雜交新法……湯文通 萬雄
亞麻他花授粉試驗……三屋壽夫 張拔倫
Caloro 及其他稻作品種之不孕性及異常染色體數……湯文通

第一卷 第三期

臺灣育種應注意事項……安田貞雄
數種異尾虫之變異及畸形……馬駿超 吳麗娟
閩贛兩省人工孵鴨之調查……李伯年
卅六年第一期作水稻豐歉預測試驗報告……本所

第一卷 第四期

變色葉藿之牛雌雄體……馬駿超 林珪瑞
稻屬植物之分類學的考察……大倉永治
稻熱病流行型式及薰帶防除法之討論……橋岡良夫
相思樹皮單寧精製造試驗……朱維和 李欽淵
水稻出穗開花時間之新檢討……胡顯哲
臺灣北部水稻栽培法……林應時

第一卷 第五期

臺灣之稻作與臺灣之颱風……楊守仁
仙草之化學研究……高儀卿
酒精簡易定量法(滴下法)之研究……朱維和
水田甘藷糊仔作之研究……大崎忠一

第一卷 第六期

近代田間試驗方法之演進……趙倫彝
各地稻品種與Phenol染色之關係……島倉孝一元
臺灣麻類改進問題……季景元
植物藥劑對主要病菌藥效比較研究……徐振
水田甘藷糊仔作之研究……(續)……大崎忠一

水稻之光合作用與產量關係初步研究

徐　　振

1 緒　　論

水稻生理作用中與產量有密切關切者，厥爲其光合作用，作者意見，其他條件相同時，則產量當決定於品種間光合作用之差異。

關於水稻光合作用過去之研究有1931年 R. H. Dasteur (67) 以測定生長各期一日間稻葉糖分之差異及測定二氧化碳之吸收以決定光合作用之强度，結論以開花期達最高度。此項工作經野口氏重複以在開花前十日最高，鈴木氏(1) 在臺灣省農業試驗所再行重複此項工作，所得結果與野口氏相彷彿。

作者係繼續鈴木氏之工作。鈴木氏以水稻各品種間生長期不同，不能得一方法可作爲比較光合作用之强度，作者設法改進此項工作，並擬更進一步如何能使光合作用之强度之測定得應用於育種。使育種工作得籍化學分析之帮助以縮短其所需之時間。產量既由光合作用而決定，則光合作用强度比較如有適當方法，則當可籍此以選擇適當之品種。如能在各地不同自然條件下測定各品種光合作用强度，然後與各地氣象及土壤調查記錄参互研究，或可由該地初步決定各地最適品種。本試驗之進行，目的在此。今錄其初步結果如下述。

2 試 驗 方 法

光合作用强度之測度，有種種方法，本試驗中所採用之方法乃在晨間六時與午後六時分別測定其組織中之糖量。由其差異推算同化作用之强度。

A. 品種：試驗用品種，計日本型四種，(1) 臺中65號，(2) 嘉義晚2號，(3) 旭，(4) 坊主。臺灣種四品種。(1) 下脚柳州，(2) 白米粉，(3) 烏殼，(4)霜降

B. 耕種概要：36年第一期作。各品種以鹽水選種，然後浸種 3 天，催芽2天，於 1 月22日播種，移植期爲4月12日，苗牀及本田施肥俱依農家便覽(2)。

C. 試料採取：移植後約20日，每 7 日採取樣品一次，每日分上午六時及下午二時二次採取。

D. 炭水化合物之測定：測定植物組織之糖分，其困難點有二，一爲糖量之存在極少。二爲有酵素之存在，致組織中之糖量時起變化。Brown & Morris (1898)(5) 最初以硫酸銅法測定植物組織中之糖分。Mansen d Walker(1906)(13) 統一各人提出方法而成一普遍之方法。1921年 Schaffer d Hatman(14) 對 Munsen d Walker 氏法加以改良，並發展爲 Iodometry 法。1924年 Hagedorn Jensen(9.10) 氏之血糖定一量法，均對糖分定量甚有貢獻。

作者採用經 Hanes(11) 改進之 Hagedorn-gensen 氏 Iodometry 法。今述其法如下：

(1) 溶液調製法：

1 第一液：赤血鹽8.25克＋無水炭酸鈉10.0克，溶解於蒸餾水成1000cc.。

2. 第二液：碘化鉀12.5克 硫酸鋅 ($ZnSO_4 \ 7H_2O$) 25克＋食鹽125克溶解於蒸餾水成500cc.。

3. 第三液：醋酸5%溶液。

4. 第四液：可溶性澱粉液1%溶液。

5. 第五液： 0.01N $Na_2S_2O_3$溶液。0.1N $Na_2S_2O_3$溶液爲保存液，使用時10倍稀釋。

(2) 測定方法：

1. 大型試管加第一液5cc. 加試液1--2cc.，蒸餾水4—3cc.。

2. 空白試驗：第一液5cc. 加蒸餾水5cc. 1.2項試管均在沸水浴中15分鐘加熱，3分間流水冷却。

3. 加第二液5cc.混和後加3cc.第三液。

4. 澱粉液1cc.加入爲指示劑，混和均後以N/100 $Na_2S_2O_3$滴定之。

(3) 試料之製備：

1. 自田間任取樣品約30克，去根去黃葉，以15克爲定糖樣品，入厚玻瓶密栓入水浴80°C 30分處理，殺死酵素。

2、油壓式小型壓搾機，壓力500kg/cm2壓搾得汁液。

3 以吸管取5cc.以4,5g/eiter $ZnSO_4 \ 7H_2O$ 15.5cc.加N/10 NaoH 2.5cc. 混和均勻後加入，100°C 3分間加熱以除蛋白質，冷却，抽氣，過濾，並以水洗。

4. 加1/10 容量1%HCl於濾液，於 80°C時加熱15分鐘，以轉化蔗糖爲還元糖。以1% Na_2CO_3 中和，稀釋至100cc.爲試液。

3 豫備試驗

1. N/100 $Na_2S_2O_3$ 與葡萄糖之相當量之測定，以已知純率葡萄糖配 100cc.溶液，使每立方糎之含量爲1mg、以不同容量葡萄糖液，以前法測定N/100 $Na_2S_2O_3$ 之相當量。其結果得下表：

葡萄糖量(mg)	N/100No₂S₂O₃	葡萄糖量	N/100Na₂S₂O₃
0.25	0.56	1.75	5.0
0.50	1.35	2.0	5.75
0.75	2.20	2.25	6.55
1.00	3,76	2.50	7.30
1.25	3.50	2.75	7.70
1.50	4.30	3.0	9.0

2. 水稻糖分之轉移試驗，測定水稻葉日間糖分之增加量，僅爲光化作用强度之定性測定法，因葉中糖分在白晝有移轉作用一處之糖分增減不足以定其增減之全量。故作者分別測定白晝

莖葉，葉，根部等糖分之增加。玆將臺中65號，4月25日測定之結果表列如下：

部份	上午六時10克干物含全糖量mg	下午二時全糖量mg	增加量mg
莖葉	150	492	342
葉	81	483	402
根	181	201	18

由上述結果觀察，自晨間至午後僅有少量糖分移轉至根部，光化作用糖分之增加由於葉片之作用，故由莖葉中日間全糖量之增加大致可認爲定量測定光合作用之方法。按鈴木氏試驗稻葉糖分含量以午後2—3時最高，故午後採樣以2時爲標準。

3．處理試驗：水稻之壓搾汁，須經如何處理，方可作爲定糖用試液。試驗品種臺中65號，4月28日10時採取樣品，每處理用壓搾汁5cc.分別經去蛋白質處理後，再經如下各種處理，定其糖量。結果如下列：

處理手續			測定全糖量(5cc.壓搾汁中之全糖量)
不經濾過			95mg
取上澄液			104mg
普通濾紙過濾	洗滌液	20cc	121mg
脫脂棉過濾	洗滌液	20cc	118.5mg
抽氣過濾			123.0mg
抽氣過濾	洗滌液	10cc	115.2mg

由上述結果，不經濾過糖量最少，取上澄液次之，而經過濾手續者，則測得糖量最高，卽氫氧化鋅與蛋白質沉澱之存在有吸着還元糖，不使其呈現還元之作用故測定糖量較少。故除蛋白質及抽氣過濾并經20cc.蒸餾水充分洗滌等手續，均爲不可或省也。

4. 測定手續　晨間六時自田間就每品種就四穴中任取樣品30克，去根後取15克入瓶密栓。水浴80°C　分殺死酵素後，稍冷以油壓機搾取汁(500km/cm2壓力)，準確取5　入三角瓶中，加 $ZnSO_4\ 7H_2O$ 與 $N/_{10}$NaoH混合液15cc. 100°C3)分間加熱以除蛋白質。冷却後，抽氣過濾之，並之蒸餾水20cc洗滌。加1%Hce 4cc.使蔗糖轉化爲還元糖，此時須在80°C經15分間加熱。以1% Na_2CO_3 中和後，稀釋至100cc.。取1—5cc.爲試液，II D 測定滴定所需 $Na_2S_2O_3/_{100}$之容量，更查III. 1. 表計算相當之葡萄糖量，再由下列式計算含糖量。

壓搾汁5cc.稀釋爲100cc.取2cc.爲試液，如空白與試液所需$N/_{100}$ Na_2S_2O 溶液之差異 =a cc.則2cc.試液中之葡萄糖量爲a×葡萄糖之當量比＝bmg 全部試驗液 100cc 中之葡萄糖量 b×50 ＝50bmg（卽5cc壓搾汁之含量)。

1cc.壓搾液中所合葡萄糖量＝1/5，50bmg＝10bmg 與 10gm 乾物質相當之壓搾液＝10—$\frac{水份率}{乾物率}$ ∴ 10gm乾物質中含全糖量＝10bmg10$\frac{水份率}{乾物率}$＝100bmg$\frac{水份率}{乾物率}$

4 試　　驗

1. 葉綠素含量比較：測定日本型稻四品種苗牀期葉綠素含量之差異，測定方法參照文獻，

其結果例下：

品　種	測定日期	10株含葉綠素量	測定日期	10株含葉綠素量
臺中65號	4月1日上午9時	1.23mg	4月9日上午9時	10.39mg
嘉義晚2號	4月1日上午9時	2.79mg	4月9日上午9時	5.49mg
旭	4月1日上午9時	2.27mg	4月9日上午9時	5.69mg
坊　主	4月1日上午9時	2.98mg	4月9日上午9時	7.27mg

討論：日本種水稻四品種幼苗期相同株數葉綠素含量比較，4月1日採樣品以坊主及嘉義晚二號爲高。其後4月9日臺中65號及坊主含量較高。前者以此時生長甚迅速，後者爲北海道高緯度品種之故。四品種中以臺中65號嘉義晚2號爲高產量品種，旭及坊主產量較低，因此未能觀察出水稻之葉綠素含量對產量有何影響。

2. 水稻品種間糖合成力之比較，測定日本型四品種及臺灣型四品種糖分合成力。測定方法如前述。結果如下：

日　期	品種番號	上午六時全糖量 (mg/10g干物量)	下午二時全糖量 (mg/10g干物量)	合　成　量 (mg/10g干物量)
5月 1日	1 臺中65號	302.10	974.5mg	672.4mg
	2 嘉義晚2號	267.90	347.2mg	79.3mg
	3 旭	294.0	839.5mg	545.5mg
	4 坊　主	310.8	580.5mg	269.7mg
	5 下脚柳州	282.0	910.9mg	628.9mg
	6 白米粉	249.90	788.4mg	538.9mg
	7 白　瞉	259.8	743.8mg	484.0mg
	8 霜　降	300.0	743.8mg	443.8mg
5月 9日	1	260.3mg	637.2	476.1mg
	2	230.0mg	793.2	563.2mg
	3	190.0mg	605.4	415.4mg
	4	196.5mg	558.4	461.9mg
	5	180.2mg	728.8	548.6mg
	6	144.0mg	839.2	695.0mg
	7	160.0mg	681.4	521.4mg
	8	420.1mg	609.0	189.9mg
5月15日	1	421.7mg	625.0mg	203.3mg
	2	412.8mg	676.5 m	263.7mg
	3	360 mg	550.1mg	190.1mg
	4	333.4mg	380.4mg	47.0mg
	5	343.6mg	1079.6mg	686.0mg
	6	317.6mg	939.2mg	621.6mg
	7	409.2mg	926.6mg	517.4mg
	8	467.0mg	928.0mg	461.0mg

日 期	品種番號	上午六時全糖量 (mg/10g干物量)	下午二時全糖量 (mg/10g干物量)	合 成 量 (mg/10g干物量)
5月31日	1	449.6mg	790.6mg	341.0mg
	2	521.4mg	794.2mg	272.8mg
	3	449.6mg	855.4mg	405.8mg
	4	568.2mg	490.2mg	7.8mg
	5	423.1mg	594.6mg	171.5mg
	6	761.5mg	700.4mg	61.5mg
	7	549.5mg	717.8mg	168.3mg
	8	530.6mg	496.6mg	34.0mg
6月11日	1	353.6mg	694.2mg	340.6mg
	2	451.2mg	560.6mg	109.4mg
	3	399.0mg	492.8mg	93.8mg
	4	649.6mg	885.0mg	138.4mg
	5	524.6mg	530.2mg	5.6mg
	6	864.2mg	726.2mg	138.0mg
	7	416.8mg	845.0mg	428.2mg
	8	435.4mg	672.6mg	237.2mg
6月14日	1	425.4mg	495.4mg	70.0mg
	2	431.4mg	540.0mg	108.6mg
	3	362.8mg	332.4mg	30.4mg
	4	417.4mg	500.8mg	83.4mg
	5	581.2mg	882.1mg	00.9mg
	6	522.8mg	780.6mg	315.3mg
	7	570.9mg	886.2mg	315.3mg
	8	599.6mg	537.8mg	61.8mg
6月19日	1	602.7mg	661 mg	59 mg
	2	616.5mg	411 mg	205 mg
	3	590.8mg	557 mg	23 mg
	4	675.8mg	712.4mg	36.6mg
	5	1022.4mg	1162.0mg	139.6mg
	6	798.6mg	680.6mg	118.6mg
	7	976.8mg	1238.8mg	262.0mg
	8	840.4mg	623.6mg	216.8mg
6月26日	1	607.2mg	645.6mg	38.4mg
	2	388.8mg	470.6mg	82.0mg
	3	386.8mg	623.8mg	237.0mg
	4	224.8mg	464.6mg	239.8mg
	5	407.6mg	792.0mg	384.4mg
	6	396.4mg	566.8mg	170.4mg

日 期	品種番號	上午六時全糖量 (mg/10 干物量)	下午二時全糖量 (mg/10 干物量)	合 成 量 (mg/10 干物量)
	7	516.4mg	698.2mg	181.2mg
	8	285.0mg	643.8mg	358.8mg

3. 水稻品種氮含量比較：方法以半微量法測定全氮量

日 期	品種番號	上午六時全糖量 (10克干物含氮)	下午二時全糖量 (10克干物含氮)
5月 1日	1	—	270mg
	2	376mg	295mg
	3	391mg	332mg
	4	—	296mg
	5	369mg	—
	6	—	377mg
	7	380mg	371mg
	8	—	375mg
5月 3日	1	—	248mg
	2	349mg	297mg
	3	—	303mg
	4	396mg	314mg
	5	367mg	—
	6	—	384mg
	7	396mg	347mg
	8	379mg	—
5月 8日	1	—	—
	2	278mg	—
	3	—	274gm
	4	333mg	—
	5	389mg	346gm
	6	356mg	310mg
	7	—	318mg
	8	397mg	394mg
5月9日	1	320mg	338mg
	2	360mg	258mg
	3	263mg	220mg
	4	304mg	288mg
	5	349mg	320mg
	6	338mg	—
	7	—	304mg
	8	—	340mg
5月15日	1	—	209mg
	2	—	—
	3	236mg	209mg

日 期	品種番號	上午六時全糖量（10克干物含量）	下午二時全糖量（10克干物含量）
	4	214mg	—
	5	—	230mg
	6	—	213mg
	7	263mg	231mg
	8	279mg	260mg
5月21日	1	—	258mg
	2	235mg	300mg
	3	210mg	180mg
	4	212mg	164mg
	5	213mg	223mg
	6	292mg	206mg
	7	272mg	247mg
	8	209mg	226mg
5月31日		149mg	
		137mg	

日 期	品種番號	下午二時全糖量（10克干物）
6月11日	1	160mg
	2	140mg
	3	—
	4	149mg
	5	—
	6	136mg
	7	159m
	8	

4. 水稻各品種穀及桿收穫比較，行長12市尺，行，株距均。四行區收二行。每品種7區

品種及編號	穀量（氣乾重）	桿量（氣乾重）
1 臺中65號	2810克	2965克
2 嘉義晚2號	2540克	2995克
3 旭	2005克	2650克
4 坊主（五號）	870克	3100克 （穀量受鳥害有損失）
5 下脚釧州	2408克	4526克
6 白米粉	2578克	3962克
7 白 穀	2538克	4538克
8 霜 降	本品種屬二期作、植於一期作、故未能抽穗、收穫稻稈青色、數据不能與其他品種相較。	

5 討論與結論

1. 水稻葉綠素之含量對於光化作用強度及產量間顯然無關。各品種葉綠素之含量已在限制

量以上，故非爲光化作用或產量之限制因子 (Limiting factor)(4)。

2. 光化作用所受支配因子甚多，如溫度，光强，光量，CO_2濃度，生長時間。(12) 此類因子，雖有整齊之季節變化，但逐日之差異則頗有差異，因此由前述設計不能得一眞正光化作用强度與生長季節間關係之變化曲線。觀上述結果合成力時有差異，即可了然，惟合成力以五月初旬爲最盛則可察得。抽穗期中之糖分有上午較下午多者，因其時糖分向穗中轉移，而分析樣品僅用莖與葉之故。作者以爲上述之曲線。用不同之播種期而於同一時期測定其强度，當可得季節變化之曲線。

3. 糖分合成力，日本型與印度型間有差別，印度型大於日本型。日本型普通穀之收量超過印度型，然稻桿之收量則不及。總乾物量亦以印度型較日本型爲高，則印度型之炭素同化作用較日本型爲强，亦不是爲異。

4. 由第3點推論糖分合成力與總乾物質之關係較其穀之收量之關係爲密切。考察同化作用强度與收量關係，僅可就同型間比較之。

5. 同型間糖分合成力與產量間關係如何，由上述結果可知日本型須在六月中旬以前比較，二者關係較爲密切。產量以1.2兩品種爲高，3.4兩品種爲低。玆將光合作用力以上下午葡萄糖量之差異表之。綜合如下：

	5月1日	5月6日	5月15日	5月 1日	6月11日	6月14日	總和
臺中63號	672.4mg	476.1mg	203.3mg	341.0mg	340.6mg	70.0mg	143 1
嘉義晚二號	79 3mg	563.2mg	263.7mg	272.8mg	109.4mg	108.6mg	1317.7
旭	545.5mg	415.4mg	190,1mg	405.1mg	93.8mg	30.4mg	1074.7
坊主5號	269.7mg	461.9mg	47.0mg	7.8mg	135.4mg	83.4mg	735.5

考察上表則知產量與六月中旬以前光化作用合成力甚有關係。臺中65號產量冠於各品種，其合成力之降低爲遲。且5月—6月，其光化作用大多冠於各品種。

臺灣型間未見有此顯著之關係。臺灣型之光化合成力最高點出現略遲在5月15日左右。

6. 水稻生長各期之含N量亦以5月10日左右應達最高，其後漸降低，此項最高點大致其光化作用合成力最高點相一致。上午與下午含氮量相較，則以下午含量爲低。

7. 單位重量之含氮量其產量間未能察出有何關係

6 參 考 文 獻

(1) 鈴木氏 (1935)：臺灣省農業試驗所研究報告之一 (未發表)

(2) 臺灣總督府農業試驗所編 (昭和十九年) 臺灣農家便覽

(3) 藤井暢三 (昭和11年) 生化學實驗法

(4) Blackman F. F. (1905) Ann. of Bot 19 281

(5) Brown, H. T. and Morris, G. H (1893) J chon Soc Trans 63.604

(6) Dasteur, R. H. and chinoy. JJ (1932) Md J Agric Sci 2.434

(7) Dasteur, R. H. and chinoy. JJ (1933) Md J Agric Sci

(8) Guthrie, J W. (1928) A. J. of Botany 15.86—81

(9) Hagedorn—Jensan (1924) Biochem. Zs. 140.538

(10) Hagedorn—Jensan (1932) Biochem. Zs. 37.92

(11) Howes (1929) Biochem J 23.99

(12) Spocler (1906) Photosynthesis.

(13) Woodman: Food Analysis,

通　　訊

農業技術講習班月底結業

本所與農林處主辦之農業技術人員講習班，由省訓練團依照調訓通例辦理以來，瞬將兩月；各學員專心學習，獲益良多，對現代田間技術，及生物統計，均有新的了解。現正依原定講習日程，趕辦結業考試，並于本年底舉行結業典禮云。

臺中縣土壤圖即將出版

本所農業化學系，前曾將臺中縣土壤分佈情形調查清楚。調查報告已整理完畢，土壤圖亦經編繪，惟以印刷費用昂貴，迄未付印，頃已承臺中縣宋縣長面允補助壹佰五拾萬元，現正在加工趕印，該縣土壤圖不久即可問世，以供各方施政參攷之用。

臺東支所開拓荒地公耕

臺東支所，所屬荒地有一部份尚未利用，現為增加員工福利計，特訂借耕條例，勗勵所屬員工，利用公餘加以開墾，種植雜糧甘藷，增加生產，改善生活，誠一舉兩得之事。

臺中支所育成水稻良種

本所臺中支所，頃育成豐產稻種一種，原田間排列號，為農中育35號，該種產量高出于臺中一般栽培品種，雖品質較遜，但頗合于平民需要，農家引為試種，結果良好，現正參加各縣地方試驗，探測其適應性。

新書介紹

農藝植物學

上册已出版

臺灣省農業試驗所農藝系主任兼代所長
國立臺灣大學農學院教授　湯文通著

全書二十餘萬言、挿圖二百幅、
材料及內容較美國 Robbins 氏所著：
Botany of crop Plants 一書尤為新穎豐富

定　價：國幣七萬參千元（另加郵遞掛號費一成）
臺幣照 1:90 折算

代售處：上海虎丘路實業銀行大樓三樓四十一號A新農企業公司，
臺灣省農業試驗所萬雄先生處

臺灣農林股份有限公司

總　公　司

地　　址：臺灣省臺北市衡陽街四五九號

電　　話：三一二八　三一七四

電報掛號：五三七四　臺北

郵政信箱：五二號　臺北

分公司	茶業公司	水產公司	畜產公司	鳳梨公司
主要產品	包種茶 烏龍茶 紅茶	魚肝油・洋菜 罐頭・製冰 鮮魚・肥料	皮膠・罐頭 鮮乳・羽毛 飼料・麵粉 皮件・皮 皮革・皮帶	醬色 果子露 蕃茄醬 鳳梨酒 鳳梨罐頭
地址	臺北市武昌街九五一號	臺北市峨眉街八二〇號	臺北市開封街三二九號	臺北市武昌街六八〇號
電話	二五九一 二五九〇	二二三一 二二三〇	三九六四 二七三〇	三一七九 二五八三